

TARTU ÜLIKOOL

GEOGRAAFIA OSAKOND



---

PUBLICATIONES INSTITUTI GEOGRAPHICI  
UNIVERSITATIS TARTUENSIS

---

109

*Uurimusi Eesti kliimast*

*Toimetaja Jaak Jaagus*

Tartu 2012



PUBLICATIONES INSTITUTI GEOGRAPHICI  
UNIVERSITATIS TARTUENSIS

109

UNIVERSITY OF TARTU  
DEPARTMENT OF GEOGRAPHY

PUBLICATIONES INSTITUTI GEOGRAPHICI  
UNIVERSITATIS TARTUENSIS  
109

## Studies on Climate of Estonia

*Editor Jaak Jaagus*

Tartu 2011

TARTU ÜLIKOOL  
GEOGRAAFIA OSAKOND

PUBLICATIONES INSTITUTI GEOGRAPHICI  
UNIVERSITATIS TARTUENSIS

109

## Uurimusi Eesti kliimast

*Toimetaja Jaak Jaagus*

Tartu 2011



Väljaandja / Publisher:  
Tartu Ülikooli Ökoloogia ja Maateaduste Instituut, geograafia osakond  
Vanemuise 46, 51014 Tartu  
Eesti / Estonia  
<http://www.geo.ut.ee>  
[geogr@ut.ee](mailto:geogr@ut.ee)

Toimetuskolleegium / Editorial advisory board:  
Rein Ahas, Jaak Jaagus, Ott Kurs,  
Ülo Mander, Tõnu Oja

Toimetaja / Editor: Jaak Jaagus  
[jaak.jaagus@ut.ee](mailto:jaak.jaagus@ut.ee)

Kaane kujundanud / Cover designed by  
Kalle Paalits

Autoriõigus: Tartu Ülikooli geograafia osakond, 2011

ISSN 1406-3069  
ISBN 978-9949-19-935-8

Tartu Ülikooli Kirjastus  
[www.tyk.ee](http://www.tyk.ee)  
Tellimus nr. 842

## Sisukord

<b>P. Post, K. Päädam.</b> Eesti sademete ekstreemumite muutlikkuse analüüs jaamade ning BaltAn65+ järelanalüüsi andmete põhjal .....	7
<b>T. Tammets, J. Jaagus, M. Sepp.</b> Ekstreemsed saju- ja kuivaperioodid Eestis .....	23
<b>T. Tammets.</b> Maksimaalse ja minimaalse sademete hulga seos vaadeldava perioodi kestusega Eesti sademete aegridade näitel 1957–2009.....	52
<b>O. Kärner.</b> Tartu õhutemperatuuri tolerants ja kliima muutlikkus .....	58
<b>M. Sepp.</b> Režiiminihkest Läänemere regiooni atmosfääri tsirkulatsioonis .....	76
<b>M. Sepp, T. Saue.</b> Modelleeritud kartulisaagikuse seosed atmosfääri üldise tsirkulatsiooniga .....	96
<b>J. Kadaja, T. Saue.</b> Võimalike kliimamuutuste mõju kartuli saagikusele Eestis.....	111
<b>K. Eerme, I. Ansko, U. Veismann.</b> Päikesekiirgusega varustatuse muutlikkus Tõraveres 1955–2010.....	125
<b>V. Russak.</b> Atmosfääri vastukiirgus Eestis .....	152
<b>L. Neiman, H. Ohvril, V. Russak, A. Kallis, O. Okulov, J. Gorbarenko, E. Terez, G. Terez.</b> Antropogeenne mõju õhusamba läbipaistvusele Eestis, 1932–2010 .....	160
<b>H. Keernik, H. Ohvril, E. Jakobson, K. Rannat, A. Luhamaa.</b> Õhusamba niiskussisalduse erinevate määramisviiside võrdlus .....	179
<b>M. Kannel, H. Ohvril, O. Okulov.</b> Otsetee laiaribaliselt aerosooli optiliselt paksuselt spektraalsele .....	195
<b>A. Ruusmann, L. Neiman.</b> Pilvisuse filtreerimine päikesekiirguse aegridadest .....	217
<b>H.-M. Raudsepp, L. Keppart.</b> 90 aastat ilmavaatlusi Jõgeval .....	228

## Contents

<b>P. Post, K. Päädam.</b> Changes in Estonian precipitation extremes according to the observational and BaltAn65+ reanalysis data .....	22
<b>T. Tammets, J. Jaagus, M. Sepp.</b> Periods of extreme precipitation and extreme dryness in Estonia .....	50
<b>T. Tammets.</b> Extreme precipitation totals in dependence on the length of the period indicated by the Estonian time series in 1957–2009 .....	57
<b>O. Kärner.</b> Tolerance of air temperature in Tartu and climate variability .....	74
<b>M. Sepp.</b> Regime shift in atmospheric circulation in the Baltic sea region .....	94
<b>M. Sepp, T. Saue.</b> Connections between weather types and the modelled potato crop yield in Estonia .....	109
<b>J. Kadaja, T. Saue.</b> Impact of possible climate change on potato yield in Estonia .....	123
<b>K. Eerme, I. Ansko, U. Veismann.</b> Variations of the availability of solar radiation at Tõravere in 1955–2010 .....	150
<b>V. Russak.</b> The atmospheric counter-radiation in Estonia .....	159
<b>L. Neiman, H. Ohvril, V. Russak, A. Kallis, O. Okulov, J. Gorbarenko, E. Terez, G. Terez.</b> Anthropogenic impact on the atmospheric transparency in Estonia during 1932–2010 .....	178
<b>H. Keernik, H. Ohvril, E. Jakobson, K. Rannat, A. Luhamaa.</b> Column water vapour – comparison of its estimation methods .....	193
<b>M. Kannel, H. Ohvril, O. Okulov.</b> A shortcut from broadband to spectral aerosol optical depth .....	216
<b>A. Ruusmann, L. Neiman.</b> Cloud screening algorithm for time series of solar radiation .....	227
<b>H.-M. Raudsepp, L. Keppart.</b> 90 years of meteorological observations in Jõgeva .....	241

## **Eesti sademete ekstreemumite muutlikkuse analüüs jaamade ning BaltAn65+ järelanalüüsi andmete põhjal**

Piia Post, Kalev Päädam  
Tartu Ülikooli Füüsika Instituut

### **1. Sissejuhatus**

Üldlevinud on väide, et soojem kliima põhjustab ekstreemsete ilmastikunähtuste sagenemist (Trenberth *et al.*, 2007). Ekstreemsed ilmastikunähtused võivad kaasa tuua ka suuri kahjusid loodusele, taristule, aga seada ohtu ka inimestele. Seetõttu on viimastel kümnenditel ilmastiku ekstreemsused saanud palju meedia tähelepanu, ka Eestis.

Tõeliselt ekstreemseid nähtusi, mis suuri kahjusid toovad, esineb õnneks vähe. Sellega kaasneb aga probleem nende statistilise uurimise keerukusest, sest tavalised statistilised meetodid eeldavad suurt kogumit andmeid, mis oleksid soovitatavalt normaalselt jaotunud. Paraku ekstreemsademejaotused sellistele nõuetele ei vasta, mistõttu tuleb nende uurimiseks kasutada spetsiaalseid statistilisi meetodeid (Post, Kärner, 2011). Lihtsaimad neist kasutavad mitmeid indekseid, mis ei esinda kõige ekstreemsemaid nähtusi, küll aga aitavad uurida sademejaotuse statistilist struktuuri ekstreemsete sündmuste seisukohast (Frei, Schär, 2001; Zhang *et al.*, 2004).

Ka Eestis on tehtud lähiaastatel mitmeid sademeekstreemumite uuringuid. Näiteks on keskendutud põua ja sajuperioodi pikkuste uurimisele (Tammets, 2007; Tammets, Jaagus, 2007) või uuritud atmosfääri tsirkulatsiooniseisundeid, mis toovad teatud lühenähtusi ületavaid sademehulkasid (Merilain, Post, 2006; Mätlik, Post, 2008). Päädam ja Post (2011) uurisid meteojaamade andmete põhjal ööpäevaste sademete ekstreemumite ajalist muutlikkust Eestis perioodil 1961–2008. Sademete ekstreemumid olid defineeritud kahe näitaja kaudu: 95% ja 99% kvantiilidega ööpäevaste sademesummade sagedusjaotusest. Tulemused näitasid, et mõlemat kvantiili ületavad sajad olid muutunud sagedamaks ja olulisi negatiivseid trende ei leitud.

Käesolev artikkel ongi jätkuks eelmisele (Päädam, Post, 2011) ning artikli ülesandeks on põhjalikumalt kirjeldada päevaste sademete ekstreemumite ajalist ja ruumilist muutlikkust Eestis, lähtudes nii jaamade kui ka järelanalüüsi andmetest aastatel 1965–2005. Nüüd on kasutusel juba viis erinevat sademete ekstreemumite indeksi. Endiselt on eristatud kolm regiooni, mille siseselt on sademeekstreemumite muutlikkus väiksem kui regioonidevaheline. Järelanalüüsi väljundi statistilise struktuuri võrdlemine mõõdetud andmete struktuuriga võimaldab hinnata

assimileerimismudeli sobivust sademete seisukohalt. Töö annab ka ülevaate BaltAn65+ sademeandmete usaldusväärsusest ja nende kasutamise perspektiivikusest edaspidises uurimistöös.

## 2. Andmed

Antud töös on kasutatud neljakümnes Eesti Meteoroloogia ja Hüdroloogia Instituudi jaamas mõõdetud ööpäevaseid sademete andmeid aastatel 1965–2005, sest järelanalüüs piirdus vaid selle perioodiga. Kõik mõõtmised on tehtud käsitsi, kasutades Tretjakovi sadememõõtjureid (Mätlik, Post, 2008). 24-tunni summa on võetud iga päev kell 18:00 UTC. Sai valitud nelikümmend jaama/posti, kus oli kõige vähem andmeid puudu, seetõttu ei tarvitse jaamade territoriaalne jaotus olla väga ühtlane. 17 jaamas oli osa andmeid puudu, aga ühelgi juhul ei ületanud puuduvad andmed reast 2,1%. Alates 1966. aastast mindi kõigis Nõukogude Liidu jaamades üle neljale vaatluskorrale ööpäevas ja liideti igale mõõdetud sademesummale juurde märgamisparand 0,2 mm (Groisman, Rankova, 2001). Alates 1967. aastast muudeti külmunud sademete korral see parand 0,1 mm. Antud andmete puhul on esimese aasta sademesummad selle parandi võrra väiksemad ja teise aasta omad talvel mõnevõrra suuremad. Seega ei ole andmekogu täiesti homogeenne, aga ekstreemumite uurimist ei tohiks see oluliselt mõjutada.

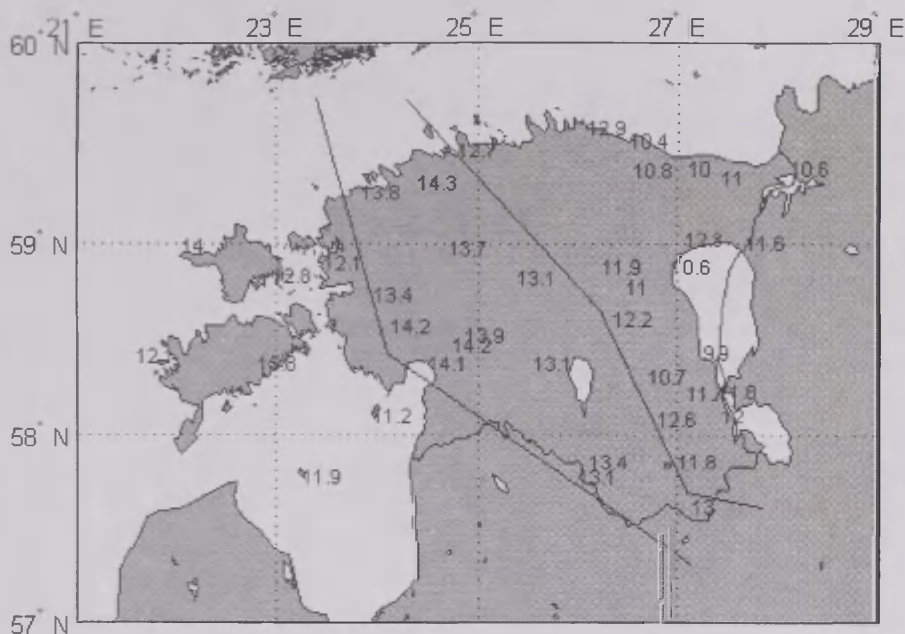
Sademete rajoneerimine kujutab endast ühesuguse sademeterežiimiga jaamade grupeerimist. See lihtsustab ekstreemsete sademete tuvastamist, sest summutab väikeste sadude tekitatud müra (Frei, Schär, 2001; Zhang *et al.* 2004). Meie kasutame rajoneerimiseks jaamade külma poolaasta ööpäevase sademejaotuse 95% ja 99% kvantiile (Päadam, Post, 2011). Välja eraldub kolm regiooni – Lääne-, Kesk- ja Ida-Eesti (joonis 1), mille külma poolaasta kvantiilid eristuvad üsna selgelt. Kaks problemaatilist jaama on Ristna Hiiumaal ja Uue-Lõve Saaremaa kaguosas, mille kvantiilid erinevad oluliselt regiooni kvantiilidest. Viimase jaama andmed on regionaalsetest uuringutest seetõttu välja jäetud.

Kliima uurimisel on olulisel kohal pikad, usaldusväärsed ja homogeensed aegread, mis kataksid ühtlaselt kogu maakera. Kahjuks selliseid aegridu on vähe ja nad on ruumiliselt ebaühtlased, mis jätab andmetesse suuri tühimikke ja ebamäärasusi. Lisaks on viimastel aastakümnetel andmete hulk tänu meteosatelliitidele ja radaritele mitmekordselt kasvanud ning saadaval on suur hulk uusi andmeid, mille liitmisel vanade andmetega tekivad ebaühtlased aegread.

Tänu numbrilistele ilmaennustusmodelitele on võimalik erinevaid andmeid assimileerida ja homogeniseerida. Kuigi selliseid andmekogusid leidub, ei sobi nad erinevatel põhjustel kliima uuringuteks. Näiteks on numbrilisi mudeleid ja assimileerimistehnikaid aja jooksul muudetud, mis põhjustab andmeridades häireid. Bengtsson ja Shukla (1988) ning Trenberth ja Olson (1988) tegid ettepaneku järelanalüüsida meteoroloogilisi vaatlusi koos kaasaegsete andmete assimileerimistehnikate ja kliimamudelitega, luues ühtsete reeglite järgi arvutatud andmekogu. Kokkuvõtlikult võib öelda, et järelanalüüs on pikkade vaatlus-



andmete aegridade liitmine hoides assimileerimistehnikad muutumatutena (Rood, Bosilovich, 2010).



**Joon. 1.** Eesti rajoneerimine sademete sagedusjaotuse 99% kvantiili (R99) külma poolaasta väärtuste (mm) alusel. Kahe murdjoonega on eraldatud kolm sademete regiooni: Lääne-Eesti, Kesk-Eesti ja Ida-Eesti.

**Fig. 1.** Regionalisation of Estonia on the basis of R99 (in mm) in the cold season. The two broken lines mark the borders between the western, central and eastern regions.

Kolm suurimat globaalset järelanalüüsi projekti on siiani olnud ECMWF (*European Centre for Medium-Range Weather Forecasts*) projekt ERA-40 (Uppala *et al.*, 2005) ning NCEP-NCAR (*National Center for Atmospheric Research – National Centers for Environmental Prediction*) järelanalüüsi projektid neljakümne ja viiekümne aasta jaoks (Kalnay *et al.*, 1996; Kistler *et al.*, 2001). Eelpool viidatud järelanalüüsi projektid aga ei sobi hästi regionaalseteks uurimusteks, sest nende ruumiline lahutus on liiga jäme – ERA-40 puhul 125 km. Seetõttu ongi käesolevas töös kasutatud TÜ Füüsika Instituudis arvutatud ERA-40 regionaalset edasiarendust BaltAn65+ (Luhamaa *et al.*, 2011).

BaltAn65+ järelanalüüs katab Läänemere piirkonna 206×206 võrgusilmaga, võrgusammuga 11 km ajavahemikul 01.01.1965 – 31.12.2005. Vertikaalselt on simulatsioonides kasutatud 60 eri taset alates 30 m kuni 30 km maapinnast. BaltAn65+ kasutab järelanalüüsiks HIRLAM (*High Resolution Limited Area Model*) mudelit. Käesolevas töös kasutati 45×45° võrgusilma andmeid, mis katavad kogu Eesti. Ööpäevased sademed summeeriti kell 18:00 UTC. Tuleb

arvestada, et erinevalt vaatlusandmetest ei ole järelanalüüsi puhult tegemist mitte punktvaatlustega vaid 121 km<sup>2</sup> suuruste võrgusilmade keskmistega.

### 3. Meetod

Sademerežiimi võib kirjeldada mitmete ekstreemsust kirjeldavate indeksitega, sest loodusõnnetusi võivad põhjustada nii väga lühikesed intensiivsed sademed kui ka pikaajaliselt akumulatuur sademete hulk, mil igal päeval sadanud hulk polegi ekstreemselt suur. Teine probleem on seotud tõeliste ekstreemsete sademete harukordsusega, millest tuleneb nende korrektse statistilise uurimise keerukus, sest sündmusi on liiga vähe. Seepärast soovitatakse sademeekstreemumite uuringutes kasutada mitmeid näitajaid, mis võib-olla ei olegi nii haruldased-ekstreemsed, aga aitavad kirjeldada sademerežiimi ka sellest vaatevinklist. Kolmas asjaolu on seotud regionaalsete erisustega, nõnda peaksid olema ekstreemumite indeksid kohapõhised, sest jäikasid kõrgeid lävendeid (nt 50 mm Eesti puhul), ei tarvitse mõnes jaamas kogu vaatlusperioodi jooksul kordagi ületatud olla. Seetõttu kasutati käesolevas töös sademete ekstreemumite defineerimiseks lävendeid, mis arvestaksid iga jaama eripäradega ja annaksid piisavalt tulemusi, et uurida nende ajalisi muutlikust. Võimaluse selleks annavad ööpäevaste sademete sagedusjaotuse kvantiilid. Näiteks on kvantiile kasutanud Klein Tank ja Können (2003) ja Zolina *et al.* (2004). Andmete võrdlemiseks ja muutlikkuse hindamiseks kasutati veel lisaks erinevaid sademete indekseid. ETCCDI (*Expert Team on Climate Change Detection and Indices*) koduleheküljel on hetkel 27 erinevat indeksit kliimamuutuse uurimiseks, millest sademetega on seotud 11 (Karl *et al.*, 1999; Peterson *et al.*, 2001). Indeksid on saadaval internetis aadressil: <[http://cccma.seos.uvic.ca/ETCCDI/list\\_27\\_indices.shtml](http://cccma.seos.uvic.ca/ETCCDI/list_27_indices.shtml)>. Meie kasutasime võrdlustes alljärgnevat indeksit.

$RR_{ij}$  on jaama sademete päevane (24 h) summa päeval  $i$  perioodil  $j$ , millest saab arvutada perioodi  $j$  sademesummad  $RR_j$ . Meil on kasutusel kolm summeerimisperioodi: aasta ning külm ja soe poolaasta. Külm ja soe poolaasta on defineeritud vastavalt novembrist aprillini ja maist oktoobrini, missugune jaotus põhineb jaamade kuusademetega jaotuse analüüsil (Päädam, Post, 2011). Arvutati ka sajupäevade arv perioodil  $W_j$  ehk päevade arvu, mil  $RR_{ij} > 0$  mm ning sademete intensiivsuse antud perioodi  $j$  sajupäeval

$$RR1_j = \frac{\sum_i RR_{ij}}{W_j} \text{ kui } RR_{ij} > 0 \text{ mm.} \quad (1)$$

Sademetega ekstreemumite hindamiseks arvutati koguperioodi 1965–2005 24-tunni sademete sagedusjaotuse 95% ja 99% kvantiilid  $R95$  ja  $R99$  ning neid kvantiile ületavate sademete summa osakaal sama perioodi kogusademetest  $R95pTOT$  ja  $R99pTOT$ . Viimased arvutati valemiga

$$R95(99)pTOT = 100\% \frac{\sum RR_{ij}}{RR_j}, \text{ kui } RR_{ij} \geq R95(99) \quad (2)$$

Iga jaama andmetest leiti kuus koguperioodi kvantiili: 95% ja 99% soojale poolaastale, külmale poolaastale ning tervele aastale. Leitud kvantiile rakendati valemis (2) ning arvutati iga aasta ja poolaasta jaoks  $R95pTOT$  ja  $R99pTOT$ . Lisaks leiti iga aasta ja poolaasta jaoks  $RR_1$ , mis aitab paremini võrrelda vaatlusandmeid ja järelanalüüsi ning on ka Eesti sademete üldise muutlikkuse indikaatoriks. Järelanalüüsi andmete puhul otsiti andmete hulgast välja jaamade koordinaatidele vastavad võrgustikusilmad, neile arvutati täpselt samad karakteristikud kui jaamade andmetele ning neid kasutati võrdlustes.

Oma võrdlustes ei too me otseselt välja otsest vastavust jaamade ning võrgustikusilmade päevaste sademete kohta, sest punktvaatluste kattuvus alade keskmistega ei saa olla nii üksühene. Sademed on kõige raskemini modelleeritav ilmalelement, sest nende jaotus on nii ajas kui ruumis katkendlik ning väga muutlik. Me võrdlesime pigem sademete sagedusjaotusi sama ajavahemiku kohta, nende kvantiile ning muutumise tendentsi ajas, vaadeldes lineaarseid trende mõlemas andmebaasis. Sedasi toimides me jätsime võimaluse sademealade nihetele ajas ja ruumis ning kontrollisime vaid teatud statistilisi struktuure, mis samade füüsikaliste tegurite puhul peaksid kattuma.

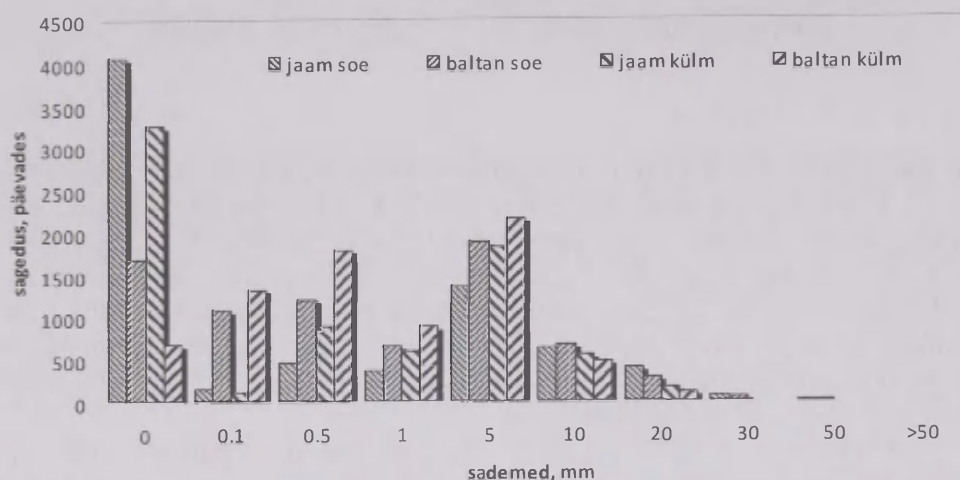
Ajalist muutlikkust iseloomustavate trendide olulisust hinnati kasutades Mann-Kendalli mitteparameetrilist testi (Mann, 1945; Kendall, 1955). Käesolevas töös kasutati olulisuse nivoosid ( $\alpha$ ) 0,001, 0,01 ja 0,05. Lineaarse trendi tõusu arvu- tamiseks kasutati Sen'i mitteparameetrilist meetodit (Sen, 1968; Salmi *et al.*, 2002).

## 4. Tulemused

### 4.1. Ööpäevaste sademete sagedusjaotused ning nende kvantiilid

Selleks, et saada jaamapõhiseid lävendeid sademeekstreemumite hindamiseks arvutati kõigepealt päevase sademejaotuse kvantiilid nii jaamades mõõdetud kui ka mudelväljundi võrgusilmade jaoks. Näide sademejaotusest on toodud joonisel 2 Viljandi jaama ning võrgustikusilma kohta nii sooja kui ka külma poolaasta jaoks.





**Joon. 2.** Viljandi ööpäevaste sademete (mõõdetud ja võrgusilma) histogrammid külmal ja soojal poolaastal 1965–2005. Arv x-teljel näitab vahemiku ülemist piiri.

**Fig 2.** Histograms of 24-h precipitation sums at the Viljandi station and in the BaltAn65+ grid cell for the warm and cold season 1965–2005. The label is the upper boundary of the bin.

Siin on näha üldised tendentsid jaama ja mudeli sademejaotuste erinevuses: mudelil on vähe päevi, mil üldse vihma ei saja ( $RR_{ij}=0$ ). Kui vaadelda kumuleeritud jaotusi ja võtta sademevaba päeva lävendiks 1 mm ehk summeerida neli esimest tulbarühma, siis tuleksid sajuvabade päevade arvud mudeli ja mõõdetud andmete järgi väga sarnased. Alates 0,1 mm kuni 5 mm on sajupäevi mudeli järgi enam, 10 mm lävend on piiriks, mil jaamades mõõdetud sademed hakkavad ületama modelleeritud sagedusi, esialgu vaid külmal aastaajal, aga suuremate lävendite puhul ka soojal aastaajal.

Sademejaotuste kvantiilide väärtuste kohta on toodud ülevaade tabelis 1. Üldine tendents on, et mõõdetud andmetest arvutatud vastav kvantiil on suurem kui järelanalüüsist saadud. Kuid on ka vastupidiseid näiteid: Kihnu ja Ruhnu, aga ka Peipsiäärsete jaamade Praaga ja Tiirikoja mõõtmisandmetest arvutatud kvantiilid on valdavalt madalamad kui mudelväljunditest saadud. Sama tendentsi kinnitab ka fakt, et kui BaltAni võrgusilmad jagada mere ja maismaa-alaks, siis on merealale vastavad kvantiilid kõrgemad kui maismaa kohal.

**Tabel 1.** Sademejaotuste kvantiilide ekstreemväärtused ning keskmised Eesti jaamades ja BaltAn65+ mudelandmete põhjal aastatel 1965–2005.

**Table 1.** Percentiles of the frequency distribution of daily precipitation measured at Estonian stations and from the BaltAn65+ reanalysis in 1965–2005.

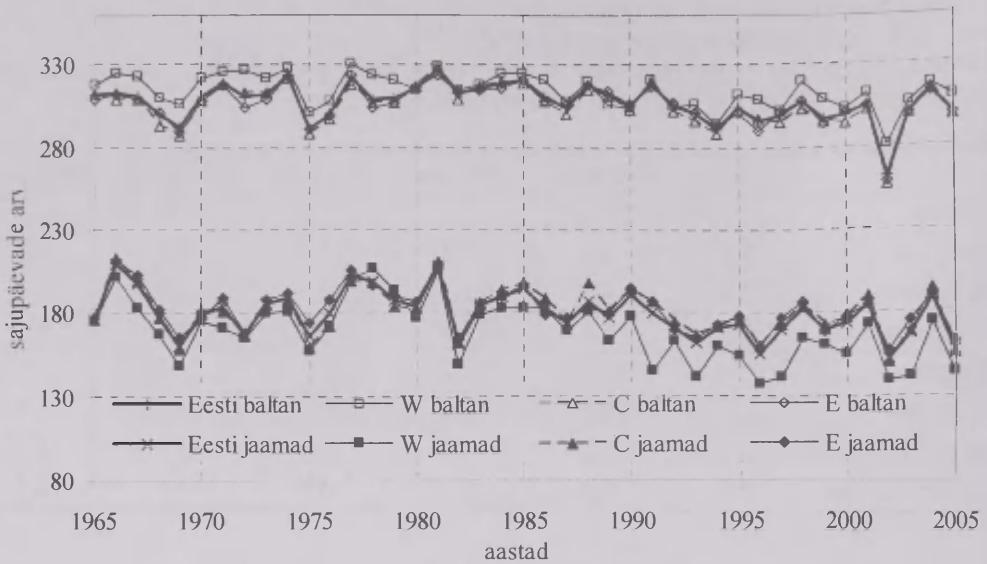
	<i>R</i> 95 aasta	<i>R</i> 95 külm	<i>R</i> 95 soe	<i>R</i> 99 aasta	<i>R</i> 99 külm	<i>R</i> 99 soe
jaamad						
min, mm	7,7	5,2	9,3	15,7	9,9	18,9
max, mm	10,4	8,8	13,1	20,6	15,8	25,3
keskmine, mm	8,9	6,7	11,2	18,4	12,4	22,6
BaltAn65+						
min, mm	6,5	5,4	7,6	12,6	10,0	14,9
max, mm	9,2	7,7	11,2	17,6	13,6	21,5
keskmine, mm	7,9	6,4	9,5	15,3	11,3	18,7

#### 4.2. Sajupäevad ja sademete intensiivsused

Sajupäevade arv  $W$  on Eestis perioodil 1965–2005 aasta lõikes üldiselt kahanenud nii vaatlus-, kui ka järelanalüüsi andmete alusel nagu näha jooniselt 3. Mõlema aastase kõvera miinimumid ja maksimumid paiknevad enamasti samadel aastatel, kuid kui jaamade andmetest tuleneb, et sajab umbes pooltel päevadel, siis järelanalüüsist saame keskmiselt 50–60 päeva, mil võrgustikusilmas ei saja. Järelanalüüsi andmete puhul muutub indeksi  $W$  väärtus vahemikus 249–339 päeva. Minimaalne sajupäevade arv on registreeritud 2005. aastal Koodul – 116 päeva. Maksimaalne  $W$  väärtus (263 päeva) pärineb 1981. aastast Jõhvist.

$W$  indeksi puhul ei tuvastatud kummaski andmekogus ühtegi statistiliselt olulist positiivset trendi. Regioonidest on selgelt eraldi Lääne-Eesti, kus vaatlusandmete järgi on umbes 10 sajupäeva vähem kui Kesk- ja Ida-Eestis, järelanalüüs annab aga vastupidise tulemuse: Lääne-Eestis sadas 10 päeval enam kui Kesk- ja Ida-Eestis. Aastase  $W$  puhul on statistiliselt olulised trendid 16 jaamal samas kui järelanalüüsis andmetel on statistiliselt olulised trendid 23 võrgusilmal.

Sesoonset jagunemist pole antud joonistel küll esitatud, kuid tasub mainimist, et külmal poolaastal on sajupäevade arv mõlema andmebaasi alusel suurem kui soojal aastaajal. Jaamades on soojal aastaajal keskmiselt 80 ja külmal 140 päeva ning järelanalüüsist vastavalt 100 ja 165 päeva. Silma torkab just külma poolaasta aastatevahelise muutlikkuse alahindamine järelanalüüsil, võrreldes jaamade andmetega, kõikumise piirid vastavalt 30 ja 50 päeva.



**Joon. 3.** Sajupäevade arv (*W*) Eestis keskmiselt ning regioonides aastatel 1965–2005. Vaadeldud perioodil on Eesti keskmise *W* lineaarse trendi tõusud jaamades ja järelanalüüsil BaltAn65+ -50% ja -34% olulisuse nivool 0,05.

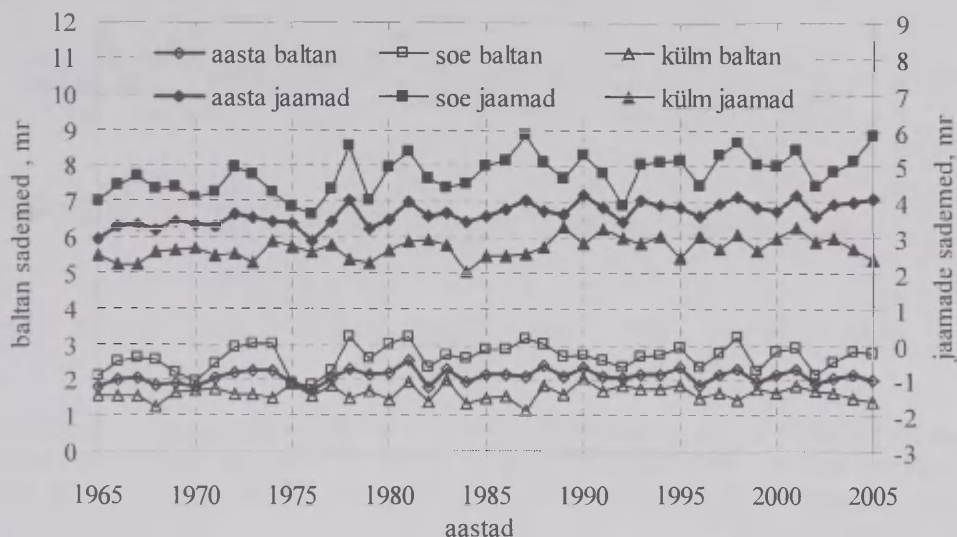
**Fig. 3.** The number of rainy days (*W*) in Estonia on average and in the regions during 1965–2005. The observed linear trends in the period were in the stations and by the BaltAn65+ -50% and -34%, respectively, on the significance level 0.05.

Ühel päeval sadanud keskmine sademete hulk *RR1* e sademete intensiivsus on oodatult kõrgem mõõdetud andmete puhul, keskmine tasemevahe on umbes 1 mm (joonis 4). Antud jooniselt on ka hästi jälgitav, et BaltAn65+ puhul on sooja ja külma aastaaja erinevus oluliselt väiksem kui mõõtmistest tulenev intensiivsus. 1975. aastal aga puudub intensiivsustes vahe sootuks. Kui vaadelda (mida joonistena pole toodud) sesoonsete sademesummade aegridu aastate kaupa, siis on ainukestena kogu reas 1975. ja 1976. aastal külma poolaasta sademete summa suurem kui sooja poolaasta oma, tingituna sooja poolaasta põuailmast. Kui jaamade andmetest tulenevad olulised trendid intensiivsuste kasvus (joonis 4) nii aasta-keskmiselt kui ka soojal ja külmal poolaastal, siis BaltAn65+ seda tulemust ei toeta. Järelanalüüsi andmetest on saadud olulisi trende vaid üksikutes võrgusilmades, aga ühtki üldist trendi ei leitud.

#### 4.3. Ekstreemsademetes osakaalud kogusademetest

Vaatleme veel üht sademejaotuse ekstreemsuse näitajat – kui suure osa moodustab kogusademetest antud kohas 5% või 1% kõige sajusematel päevadel mahasadanud vesi kogu perioodi sademehulgast. 5% tipp sajupäevade e 95% kvantiili ületavate sademete hulk jaamades kogu sademetest ( $R95pTOT$ ) moodustab sõltuvalt aastast 12–65% ja  $R99$  ületavate sademete hulk ( $R99pTOT$ ) 0–43% kogu sademetest.

Nagu näha jooniselt 5 on need suurused vaatlusalustel aastatel kasvanud Eesti keskmisena nii vaatlus- kui järelanalüüsi andmete puhul, sh vaid järelanalüüsi  $R99pTOT$  trend oli statistiliselt oluline nivool  $\alpha = 0,1$ , teised aga nivool  $\alpha = 0,01$ . Jaamade puhul on trendijoonte tõusud mõnevõrra suuremad kui järelanalüüsil. Samas ei olnud ühelgi jaamal olulist negatiivset  $R95pTOT$  või  $R99pTOT$  indeksi trendi.



**Joon. 4.** Sajupäeva intensiivsuste ( $RR1$ ) ajaline käik arv Eestis aastakeskmiselt ning sesoonide lõikes aastatel 1965–2005. Vaadeldud perioodil on jaamade keskmise aastane tõus 2% ( $\alpha = 0,001$ ), sooja poolaastal 2,7% ( $\alpha = 0,001$ ) ja külmal 1,3% ( $\alpha = 0,01$ ). Järelanalüüsi andmete tõusud pole statistiliselt olulised.

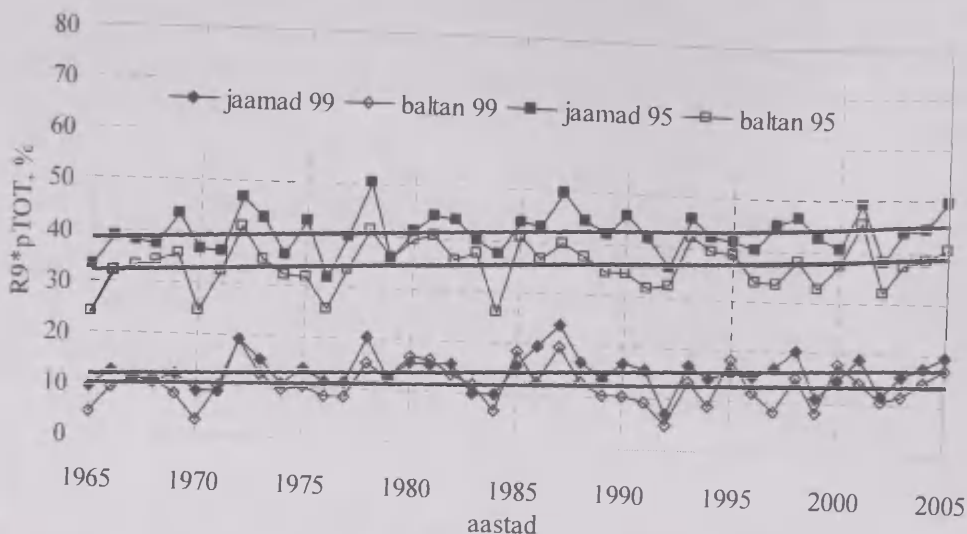
**Fig. 4.** Temporal variability of the rainy days intensities ( $RR1$ ) in Estonia in average and for the seasons 1965–2005. The observed linear trends in the period at the stations were 2% ( $\alpha = 0.001$ ) for annual, 2.7% ( $\alpha = 0.001$ ) for the warm and 1.3% ( $\alpha = 0.01$ ) for the cold season. The trends for the BaltAn65+ data were not significant.

Kui vaadelda ekstreemsademetes osakaalu sesoonset muutumist, siis siin oli olulisi tõuse palju vähem kui aastakeskmisena. Külmal poolaastal oli  $R95pTOT$  trend oluline vaid 9 jaamal ja 7 võrgusilmal.  $R99pTOT$  oli külmal poolaastal oluline ainult Kesk-Eesti regioonis ja jaamadest kuuel juhul. Võrgusilmade  $R99pTOT$  külmal poolaastal ühtegi olulist trendi ei andnud, kuna enamikul talvedel oli  $R99pTOT$  väärtus 0% ehk tegemist oli suhteliselt ekstreemsademetevabade talvedega. Soojal poolaastal oli  $R95pTOT$  indeksil olulise trendiga võrgusilmu 12 ja jaamu 13. Nii võrgusilmade kui ka jaamade keskmine sooja poolaasta  $R95pTOT$  trend oli samuti oluline.  $R99pTOT$  indeksi puhul oli olulisi trende 11 võrgusilmal.

Lisaks on näitena esitatud ka ekstreemsademetes osakaalu  $R99pTOT$  jaotumine regionaalselt aastakeskmisena joonisel 6. Siin on samuti kõik muutused olulised, samal ajal eristuvad välja aastad, mil ühes või teises regioonis oli enam



ekstreemseid sademeid. Enamasti käivad koos Kesk- ja Ida-Eesti, aga on ka erandeid (1970, 1986).



Joon. 5. Sademete sagedusjaotuse 95% ja 99% kvantiili ületavate sademete osakaalud kogu sademetest aastatel 1965–2005.  $R95pTOT$  ja  $R99pTOT$  lineaarsed trendid olid jaamade jaoks vastavalt 16,7% ja 15,2% ( $\alpha = 0,01$ ) ning järelanalüüsi jaoks 14,5% ja 10,0% ( $\alpha = 0,05$  ja  $\alpha = 0,1$ ).

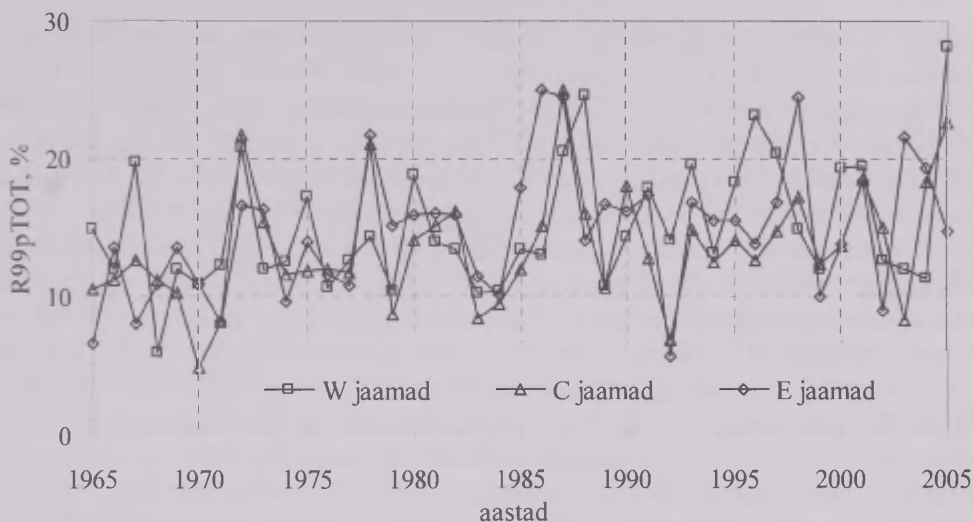
Fig. 5. Percentages of the precipitation sum that exceed 95% and 99% percentile of the daily precipitation distribution in 1965–2005. The linear trends for the  $R95pTOT$  and  $R99pTOT$  were 16.7% and 15.2% ( $\alpha = 0.01$ ), 14.5% and 10.0% ( $\alpha = 0.05$  and  $\alpha = 0.1$ ), respectively for the stations and the reanalysis.

## 5. Tulemuste analüüs

### 5.1. Ekstreemsademetest režiimimuutused mõõtmistest

Vaadeldud perioodil on sajupäevade hulk oluliselt vähenenud nii jaamade kui järelanalüüsi andmete järgi, samas aga  $R95pTOT$  ja  $R99pTOT$  indeksite trendid näitavad, et üldiselt on ekstreemsete sademete osakaal kogu sademehulgast kasvanud. Kasvanud on ka sajupäeva intensiivsused. Tekib küsimus, et kas  $R95pTOT$  ja  $R99pTOT$  on kasvanud kuna sademeid on üldiselt vähemaks jäänud või on tõesti ekstreemsete sademete osakaal tõusnud tavasademetest arvelt ning sellega seoses tõstnud ka sajupäeva intensiivsust. Jaagus (2006) leidis Eesti jaamade sademete kuu- ja aastasummades aastatel 1951–2000 vastassuunalisi trende. Meie arvutused lühema ja nihkes perioodi jaoks ei anna olulisi trende jaamade keskmise kohta kummalgi sesoonil, aastane positiivne trend on oluline vaid nivool  $\alpha = 0,1$ .  $R95pTOT$  ja  $R99pTOT$  indeksite kasv on tulnud pigem sooja poolaasta arvelt, sest kumbki indeks ei anna külmal poolaastal olulist muutust. See loob huvitava olukorra, kus sademesummad on aasta või sesooni lõikes samad aga

sadude arv ise väheneb, ning ekstreemlävendeid ületavate sademete osakaal kasvab. Eriti ilmekalt avaldub see just sooja poolaasta tulemustes. Sarnaseid tulemusi ja ekstreemsademet kasvu Eestis on näidanud ka Tammets (2007) ning Päädam ja Post (2011). Tulemused Eesti jaoks on kooskõlas ka IPCC (*Intergovernmental Panel on Climate Change*) ennustustega selle regiooni kohta (Trenberth *et al.*, 2007). Rimkus (2011) on saanud sarnaseid tulemusi ka Leedu jaoks, lisaks prognoosib ta 21. sajandiks 22% ekstreemsademet kasvu Leedu alale.



**Joon. 6.** Jaamade  $R99pTOT$  ajalised käigud regioonide kaupa. Kõik tõusud on positiivsed: vastavalt 9,7%, 12,1% ja 15,2% Lääne-, Kesk- ja Ida-Eesti jaoks. Esimesel neist on  $\alpha = 0,1$ , ülejäänutel  $\alpha = 0,05$ .

**Fig. 6.** Time series of  $R99pTOT$  for stations. All slopes are significant and positive: 9.7% ( $\alpha = 0.1$ ), 12.1% ( $\alpha = 0.05$ ) and 15.2% ( $\alpha = 0.05$ ), respectively for the western, central and eastern region.

## 5.2. Regionaalsed erinevused

Ka regionaalseid erinevusi analüüsimise esialgu vaid jaamade andmete põhjal. Siin torkab kõigepealt silma sajupäevade tugev vähenemine just Lääne-Eestis: trend on oluline nii sooja kui külma poolaasta jaoks ja aastakeskmisena. Samas ei ole Lääne-Eestis kasvanud ekstreemsademet osakaal oluliselt ühelgi sesoonil ega kummagi indeksi osas. Kesk-Eestis sadude olulist vähenemist märgata ei ole, aga ekstreemsademet osakaalu kasvu veab just Kesk-Eesti (olulised trendid nii sesoonide kui aasta lõikes). Ida-Eestis on  $R95pTOT$  ja  $R99pTOT$  kasvanud just soojal poolaastal, samas sajupäevade arv pole oluliselt muutunud.

Selliste regionaalsete nihete taga on ilmselt olnud muutus mõlemas sademeid tekitavas/toovas mehhanismis. Ühelt poolt võiks põhjusena näha läänetsüklonite osakaalu muutumist just sel perioodil: kõrge NAO indeks on alates seitsmekümnendatest põhjustanud suurema arvu läänetsüklonite Eestisse jõudmist.

Ka Jaagus (2006) täheldas olulist kasvu läänetsüklonite kasvus külmal perioodil, mis toovad sooja ja niisket õhku talviti. Läänest tulevad frondid põhjustavad sademeid pigem Eesti maismaa läänerrannikul, jättes saared ja Ida-Eesti sademete osas vaeslapse rolli. Ida-Eesti ekstreemsademetega kasv viitab konvektiivsetele protsessidele ja on seostatav maapinnalähedaste õhutemperatuuride tõusuga.

### **5.3. Mõõtmiste ja järelanalüüsi võrdlus**

Järgnevalt arutleme vaatlusandmete ja järelanalüüsi tulemuste erinevuste mõnede aspektide üle. Kõige suuremad erinevused on toodud juba joonisel 2, kus Viljandi jaama ja võrgusilma ööpäevaste sademete sagedusjaotuste väga väikseid ööpäevaseid sademeid esitavad tulbad on väga erinevad kuni lävendini 1 mm. Sel erinevusel on mitmeid põhjusi, ühelt poolt me võrdleme punktvaatlusi ala keskmistega. Nõnda, et kui sajab vähe ja tükati, siis on pindalalised keskmised kindlasti väiksemad kui sajupunktis. Sama asjaoluga on seotud ka fakt, et järelanalüüsis on mõõtmistega võrreldes väga vähe päevi, mil üldse ei saja. Teisalt on just see väikeste sademete vahemik kõige ebatäpsem ka mõõtmiste puhul, sest juba 0,1 või 0,2 mm märgamisparandi liitmine igale mõõtmisele võib anda kuni 0,8 mm päevasummale juurde. See aga suurendab teise ja kolmanda ja neljanda tulbarühma väärtusi histogrammil, ilma selleta oleksid jaamade ja järelanalüüsi tulemused veelgi erinevamad. Sademete maksimumid on järelanalüüsil väiksemad kui vaatlustest saadud (järelanalüüsil 96,9 mm ja jaamadel 130,8 mm), ning ka kvantiilidel põhinevad lävendid on seetõttu väiksemad. Võrgusilmade kvantiilid olid soojal poolaastal vaatlusandmete kvantiilidest 1,7–4 mm väiksemad. Külmal poolaastal nii suurt vahet ei olnud, sest siis on valdavad frontaalsed sademed, mis jaotuvad territoriaalselt ühtlasemalt. Lävendeid ületavate sademete osakaal kogusademetest on aga mõlemas andmebaasis suhteliselt sarnane.

Ajalised muutused sel ajavahemikul olid mõlemas andmebaasis vaadeldud indeksite osas üldiselt (ehk aastased Eesti keskmised) sarnased. Erinevused avalduvad detailides ehk kui võrrelda üksikuid jaamu või regioone sesoonipõhiselt. Näiteks sajupäevade arvu ajaline muutus oli sarnasem külmal poolaastal. Soojal poolaastal oli järelanalüüsi *W* trend oluline ainult kolmes jaamas, samas kui vaatlusandmed näitasid olulisi trende 13 jaamas. *R95pTOT* ja *R99pTOT* indeksite puhul oluliste trendide arvukuses suurt erinevust ei olnud. Aga jaamapõhiselt kattusid ainult ühe jaama ja võrgusilma olulised trendid *R99pTOT* erinevate indeksite puhul. *R95pTOT* puhul 40 võrgusilm-jaama paarist kattusid olulised trendid ainult seitsmel juhul.

Kui jaamade andmete regionaalsed erinevused olid kohati märkimisväärsed, siis järelanalüüs oli sellised detailid sageli ära silunud või kui vaadelda regioonide keskmiste tasemel, siis annaksid järelanalüüsi andmed teistsugused regioonid. Näiteks torkab see silma Lääne-Eesti sademepäevade puhul (joonis 3), kus jaamade andmetest on sajupäevade hulk kõige väiksem ning kahaneva tendentsiga, samal ajal kui järelanalüüsil on just see regioon suurima sademepäevade arvuga. Kahjuks puudub Eesti merealade kohta alternatiivsetel vaatlustel põhinev territoriaalne

jaotus. Sama probleemiga haakub ka Ristna ja Uue-Lõve jaamade kvantiilide sobimatus ülejäänud regiooniga. Tekib küsimus, et kas ka saartel on analoogiline suuremate sademete võõnd nagu seda on mõnekümne km kaugusel maismaa rannikust? Sellele küsimusele vastamiseks saaks kasutada ehk radarandmetel põhinevat sademevälja, sademejaamad sellele hetkel vastust ei anna. Teine võimalus oleks võrrelda järelanalüüsi HIRLAM versiooni tulemeid teiste analoogiliste mudelite väljunditega sama ala kohta.

## **6. Kokkuvõte**

Käesolevas töös uuriti Eesti sademete ekstreemumite muutlikkust aastatel 1965–2005. Uurimuses kasutati Eesti Meteoroloogia ja Hüdroloogia Instituudi jaamade vaatlusandmeid ja BaltAn65+ järelanalüüsi ööpäevaste sademete summasid. Töös kasutati erinevaid sademeterežiimiga seotud kliimamuutuse indekseid nagu sajupäevade arv, päevase saju intensiivsus, 5% ja 1% tippsadude sademete osakaal kogusademehulgas. Analüüs teostati nii aastakeskmiste kui ka soojade ja külmade poolaastate jaoks ning jaamade, 3 regiooni ning Eesti keskmise tasemel. Uuriti sademeindeksite ajalisi muutusi antud perioodil, arvutades trendid Sen meetodit kasutades ja hinnates trendide olulisust Mann-Kendalli testiga.

Töö tulemusena leiti, et keskmine sajupäevade hulk kahanes Eestis vaadeldud perioodil ligi 20 päeva võrra nii vaatlus- kui järelanalüüsi andmete järgi. Ekstreemsademetega osakaal samal perioodil kasvas, samuti kasvas päevase saju intensiivsus. Varasematele uurimustele tuginedes võib väita, et sademete ekstreemumid on kasvanud just tavasademetega arvelt. Sajupäevade vähenemine on kooskõlas intensiivsuse kasvuga, samas kui sesoonisummades pole mingeid statistiliselt olulisi trende.

Regionaalsetest tulemustest torkab silma Lääne-Eesti sajupäevade vähenemine nii külmal kui soojal poolaastal, aga ka Ida-Eesti suviste ekstreemumsademetega osakaalu kasv, mis viitavad muutustele sademeid põhjustavate protsesside režiimides.

EMHI vaatlusandmete ja BaltAn65+ järelanalüüsi võrdlus näitas, et järelanalüüsi andmed on üldiselt kooskõlas vaatlusandmetega. Järelanalüüsi ja vaatlusandmete sademete võrdlemine töötab pigem jaotuste ja keskmiste puhul. Üksikuid situatsioone analüüsides on erinevused siiski suured, mis on ilmselt põhjustatud sellest, et sademed on üks raskemini modelleeritavaid kliimamuutujaid.

## **Tänuavaldused**

Autorid tänavad Andres Luhamaad järelanalüüsi andmete edastamise eest. Ühtlasi on tööd rahastatud ETF grantidest 7510 ja 7526 ning sihtfinantseerimise teema SF0180038s08 alt.



## Kirjandus

- Bengtsson, L., Shukla, J., 1988. Integration of space and in situ observations to study global climate change. *Bull. Amer. Meteorol. Soc.*, 69, 1130–1143.
- Frei, C., Schär, C., 2001. Detection probability of trends in rare events: theory and application to heavy precipitation in the Alpine Region. *J. Climate*, 14, 1568–1584.
- Groisman, P.Y., Rankova, E.Y., 2001. Precipitation trends over the Russian permafrost-free zone: removing the artifacts of pre-processing. *Int. J. Climatol.*, 21, 657–678.
- Jaagus, J., 2006. Climatic changes in Estonia during the second half of the 20th century in relationship with changes in large-scale atmospheric circulation. *Theor. Appl. Climatol.*, 83, 77–88.
- Kalnay, E., Kanamitsu, M., Kistler, R., Collins, W., Deaven, D., Gandin, L., Iredell, M., Saha, S., White, G., Woollen, J., Zhu, Y., Leetmaa, A., Reynolds, R., Chelliah, M., Ebisuzaki, W., Higgins, W., Janowiak, J., Mo, K.C., Ropelewski, C., Wang, J., Jenne, R., Joseph, D., 1996. The NCEP/NCAR 40-year reanalysis project. *Bull. Amer. Meteorol. Soc.*, 77, 437–471.
- Karl, T.R., Nicholls, N., Ghazi, A., 1999. CLIVAR/GCOS/WMO workshop on indices and indicators for climate extremes – workshop summary. *Clim. Change*, 42, 3–7.
- Kendall, M.G., 1955. Rank correlation methods. Oxford, England: Hafner Publishing Co.
- Kistler, R., Kalnay, E., Collins, W., Saha, S., White, G., Woollen, J., Chelliah, M., Ebisuzaki, W., Kanamitsu, M., Kousky, V., van den Dool, H., Jenne, R., Fiorino, M., 2001. The NCEP-NCAR 50-year reanalysis: monthly means CD-ROM and documentation. *Bull. Amer. Meteorol. Soc.*, 82, 247–267.
- Klein Tank, A.M.G., Können, P., 2003. Trends in indices of daily temperature and precipitation extremes in Europe, 1946–99. *J. Climate*, 16, 3665–3680.
- Luhamaa, A., Kimmel, K., Männik, A., Rõõm, R., 2011. High resolution re-analysis for the Baltic Sea region during 1965–2005 period. *Clim. Dyn.*, 36, 727–738.
- Mann, H.B., 1945. Nonparametric tests against trend. *Econometrica*, 13, 245–259.
- Merilain, M., Post, P., 2006. Heavy rainfall – is it only a feature of recent years: summers in Estonia? *Publ. Geophys. Univ. Tartuensis*, 50, 144–154.
- Mätlík, O., Post, P., 2008. Synoptic weather types that have caused heavy precipitation in Estonia in the period 1961–2005. *Estonian Journal of Engineering*, 14, 195–208.
- Peterson, T.C., Folland, C., Gruza, G., Hogg, W., Mokssit, A., Plummer, N., 2001. Report on the activities of the Working Group on Climate Change Detection and Related Rapports 1998–2001. World Climate Data and Monitoring Programme. Geneva, WMO.
- Post, P., Kärner, O., 2011. Characterisation of the temporal variability of Estonian mean precipitation series. *Estonian Journal of Engineering*, 17, 332–344.
- Päädam, K., Post, P., 2011. Temporal variability of precipitation extremes in Estonia 1961–2008. *Oceanologia*, 53, 245–257.
- Rimkus, E., Kažys, J., Bukantis, A., Krotovas, A., 2011. Temporal variation of extreme precipitation events in Lithuania. *Oceanologia*, 53, 259–277.
- Rood, R.B., Bosilovich, M.G., 2010. Reanalysis: data assimilation for scientific investigation of climate. Data assimilation. Eds. W. Lahoz, B. Khattatov, R. Menard. Springer Berlin Heidelberg, 623–646.
- Salmi, T., Määttä, A., Anttila, P., Ruoho-Airola, T., Amnell, T., 2002. Detecting trends of annual values of atmospheric pollutants by the Mann-Kendall test and Sen's slope estimates – the Excel template application MAKESENS. Finnish Meteorological Institute Report, 31.

- Sen, P.K., 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's Tau. *Journal of the American Statistical Association*, 63, 1379–1389.
- Tammets, T., 2007. Distribution of extreme wet and dry days in Estonia in last 50 years. *Proc. Estonian Acad. Sci. Eng.*, 13, 252–259.
- Tammets, T., Jaagus, J., 2007. Spatial pattern of frequency of extreme dry and wet days in Estonia during the period 1957–2006. *Publ. Inst. Geogr. Univ. Tartuensis*, 102, 109–116.
- Trenberth, K.E., Jones, P.D., Ambenje, P., Bojariu, R., Easterling, D., Klein Tank, A.M.G., Parker, D., Rahimzadeh, F., Renwick, J.A., Rusticucci, M., Soden, B., Zhai P., 2007. Observations: surface and atmospheric climate change. *Climate Change 2007: the physical science basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge, Cambridge University Press, 236–336.
- Trenberth, K.E., Olson, J.G., 1988. An evaluation and intercomparison of global analyses from the National Meteorological Center and the European Centre for Medium Range Weather Forecasts. *Bull. Amer. Meteorol. Soc.*, 69, 1047–1057.
- Uppala, S.M., Kållberg, P.W., Simmons, A.J., Andrae, U., Bechtold, V.D.C., Fiorino, M., Gibson, J.K., Haseler, J., Hernandez, A., Kelly, G.A., Li, X., Onogi, K., Saarinen, S., Sokka, N., Allan, R.P., Andersson, E., Arpe, K., Balmaseda, M.A., Beljaars, A.C.M., Berg, L.V.D., Bidlot, J., Bormann, N., Caires, S., Chevallier, F., Dethof, A., Dragosavac, M., Fisher, M., Fuentes, M., Hagemann, S., Hólm, E., Hoskins, B.J., Isaksen, I., Janssen, P.A.E.M., Jenne, R., McNally, A.P., Mahfouf, J.F., Morcrette, J.J., Rayner, N.A., Saunders, R.W., Simon, P., Sterl, A., Trenberth, K.E., Untch, A., Vasiljevic, D., Viterbo, P., Woollen, J., 2005. The ERA-40 re-analysis. *Q. J. Roy. Meteorol. Soc.*, 131, 2961–3012.
- Zhang, X., Zwiers, F.W., Li, G., 2004. Monte Carlo experiments on the detection of trends in extreme values. *J. Climate*, 17, 1945–1952.
- Zolina, O., Kapala, A., Simmer, C., Gulev, S.K., 2004. Analysis of extreme precipitation over Europe from different reanalyses: a comparative assessment. *Global and Planetary Change*, 44, 129–161.

## **Changes in Estonian precipitation extremes according to the observational and BaltAn65+ reanalysis data**

Piia Post, Kalev Päädam  
University of Tartu, Institute of Physics

### **Summary**

The purpose of this article was to study precipitation climate extremes in Estonia for the period of 1965–2005. The study is based on two different datasets: the 24-hour observational precipitation sums from the Estonian Meteorological and Hydrological Institute and the 24-hour sums from the BaltAn65+ reanalysis dataset. Additionally, we tried to give a preliminary quality assessment on the BaltAn65+ precipitation data.

Different climate change indices were used in this study. Precipitation extremes are quantified by the 95th and 99th percentiles of the daily precipitation data. Then, the precipitation percentages, made up by extreme precipitation from total precipitation ( $R95pTOT$  and  $R99pTOT$ ), were calculated for each year. Trends were calculated with the Sen's Method and trend significance assessed with the Mann-Kendall test. In addition to that, the wet day count indices ( $RR1$ ) trends were assessed similarly to  $R95pTOT$  and  $R99pTOT$ . Indices were calculated for different regions as well.

Results show that the average  $RR1$  has decreased as much as 20% during the study period both for the observational and reanalysis datasets.  $R95pTOT$  and  $R99pTOT$ , on the other hand, showed an increase for the same period. Based on previous results, it is safe to say that precipitation extremes have taken a cut from “regular” precipitations. Together with a decrease in the number of wet days we can conclude that extreme precipitation events are more intense while monthly means have remained stable. From regional results we can see that Western Estonia has seen a decrease in wet days both in the cold and warm half year. This implies of a change in the precipitation regime. All detected changes are in accordance with the predicted results of the climate warming.

Comparing the observational and reanalysis data showed that the reanalyses data are in compliance with the observational data. Detected changes were probably caused by a small amount of source data for the Estonian region in the BaltAn65+ reanalysis and difficulties surrounding the modelling of precipitation.

## **Ekstreemsed saju- ja kuivaperioodid Eestis**

Tiina Tammets

Eesti Meteoroloogia ja Hüdroloogia Instituut

Jaak Jaagus, Mait Sepp

Tartu Ülikooli geograafia osakond

### **1. Sissejuhatus**

Sademed on üks kõige suurema nii ajalise kui ka territoriaalse muutlikkusega kliimanäitajaid. Äärmuslikult suured sademete hulgad, aga samuti ka sademete puudusest tingitud põuad on inimtegevusele kõige rohkem kahju tekitavateks ilmastikunähtusteks enamikus maailma riikides. Seetõttu ongi ekstreemsete sademete esinemise ja nende pikaajaliste muutuste uurimine tänapäeva klimatoloogias vägagi aktuaalseks teemaks.

Globaalse kliima soojenemise foonil on sademete muutused suhteliselt lahtiseks ja halvasti kirjeldatud probleemiks. Kui temperatuuri muutusi suudavad erinevad kliimamudelid enamvähem ühtmoodi hinnata, siis sademete muutustega sedasi ei ole (IPCC, 2007). Põhja-Euroopas on mudelarvutuste omavaheline kokkulangevus suurem talviste sademete puhul, mis näitavad koos kliima soojenemisega ka sademete hulga suurenemise tendentsi. See on ka loogiline, sest talvel põhjustab kõrgemat õhutemperatuuri tsüklonaalne ilm, mis põhjustab sademeid. Sooja poolaasta sademete muutumise kohta on aga mudelarvutuste tulemused kliima jätkuva soojenemise eeldusel vastukäivad. Osa mudeleid näitavad Eesti piirkonnas sademete hulga suurenemist, teised hoopis vähenemist (Kont *et al.*, 2003). Valdav on siiski seisukoht, et Põhja-Euroopas kaasneb temperatuuri tõusuga sademete hulga tõus ja seda ka suvel, Lõuna-Euroopas aga sademete hulga vähenemine ja põuasuse suurenemine. Sealjuures on huvitav, et Vahemere piirkonna üldise sademete hulga vähenemise juures nähakse ette ekstreemsete sademetega juhtumite sagenemist (IPCC, 2007).

Inimtegevuse jaoks pole aga nii oluline kliimanäitajate (õhutemperatuur, sademete hulk jt) keskväärtuste muutumine, vaid nende ekstreemumite esinemissageduse ja võimsuse muutused. Just see mõjutab inimtegevust kõige enam ja põhjustab kõige suuremaid inimohvreid ja materiaalselt kahju.

Kokku võttes väga paljude uurimuste tulemusi on üldiselt järeldatud, et ekstreemsete sademete juhtumite esinemissagedus on 20. sajandi jooksul märgatavalt suurenenud ja ennustatakse selle tendentsi jätkumist seoses võimaliku globaalse kliima soojenemisega (Groisman *et al.*, 2005). Analüüsides muutusi kliimaäärmustes 20. sajandi teisel poolel leiti, et sajuperioodidega (*wet spells*) seotud ekstreemsed sajuhulgad ja suurte sajujuhtude (*heavy rainfall*) arv on statistiliselt olulisel määral kasvanud (Frich *et al.*, 2002). Samal ajal on aga globaalselt



vähenenud järjestikuste kuivade päevade (CDD) aastane maksimum. Samasuguseid trende on kindlaks tehtud paljude regionaalsete ja kohalike uuringute tulemusena (Karl, Knight, 1998; Stone *et al.*, 2000; Osborn *et al.*, 2000; Zhang *et al.*, 2001; Frei, Schär, 2001; Alpert *et al.*, 2002; Kiktev *et al.*, 2003; Sen Roy, Balling, 2004; Schmidli, Frei, 2005; Zolina *et al.*, 2005). Samas on täheldatud ka põudade sageduse tõusu maailma paljudes piirkondades (Dai *et al.*, 2004; Zou *et al.*, 2005; Groisman *et al.*, 2007; Balling, Goodrich, 2010).

Detailne ülevaade uuringutest ekstreemsete sademete ja põudade kohta Läänemere piirkonnas on avaldatud spetsiaalses raamatus selle ala kliimamuutustest (BACC Author Team, 2008). CDD trendid on siin üldjuhul mitteolulised (Frich *et al.*, 2002; Haylock, Goodess, 2004). Põuasuse mõningat vähenemist on täheldatud Norras ja Rootsis (Førland, 2000; Alexandersson, 2002), suurenemist suvisel ajal aga Saksamaal (Klein Tank, Können, 2003; Zolina *et al.*, 2008).

Tavaliselt kasutatakse ekstreemsete ilmanähtuste kliimaatiliseks uurimiseks mitmesuguseid indekseid. Need kirjeldavad vastavate nähtuste erinevaid aspekte ja avaldumisvorme. Tugevate sademete esinemist kirjeldavate indeksite aegridades on Läänemere regioonis 20. sajandi jooksul esinenud nii positiivseid trende kui ka trendi puudumist. Päevade arv sademetega  $\geq 10$  mm on suurenenud Saksamaa mägedes ja Norra lääneosas olevates ilmajaamades (Heino *et al.*, 1999). Järjestikuste sajupäevade maksimaalne arv on suurenenud mitmel pool Skandinaavias perioodil 1961–2004 (Achberger, Chen, 2006). Sademete lihtne ööpäevase intensiivsuse indeks (SDII) on oluliselt kasvanud talvel Kesk- ja Lääne-Euroopas ajavahemikus 1921–1999 (Moberg, Jones, 2005). 95-kvantiilist kõrgema ööpäevase sademete hulga osakaal kogu sademetest (R95tot indeks) omab üldiselt positiivset trendi Euroopa erinevates piirkondades (116 jaama, 1950–2000), sealhulgas Läänemere piirkonnas (Zolina *et al.*, 2009). Talve ja kevade sademete puhul oli tegemist selge tõusutendentsiga, suvel aga langusega.

Sademetes äärmuste esinemist on põhjalikult uuritud Poolas. Kasutades viie jaama andmeid 20. sajandi teise poole kohta leiti positiivne trend sajuperioodide ja sajupäevade arvus ning negatiivne trend sajuperioodi (*wet spell*) keskmistes sademete hulgas (Wibig, 2009). Üheksat sademete ekstreemsuse erineva indeksi alusel ei leitud nende jaotumises pikaajalisi muutusi, v.a. sajupäevade arvu suurenemine (Wibig, 2008). Trendid puuduvad ka näiteks Lódži ilmajaama pikaajalistes andmetes (Podstawczyńska, 2007). Detailsem analüüs sademete äärmuste kohta 48 Poola jaamas tõi esile tugevate sademete sagedasema esinemise trendi kevadel ja sügisel ning kahanemistendentsi suvel ja talvel, seda eriti Lõuna-Poolas (Łupikasza, 2010).

Tugevate sademetega ( $>10$  mm ööpäevas) päevade arvu suurenemist viimastel aastakümnetel on täheldatud Lätis (Avotniece *et al.*, 2010) ja Leedus (Rimkus *et al.*, 2011). Samuti on suurenenud tugevate sademete osakaal üldises sademete hulgas. Samas ei täheldatud olulisi muutusi põuasuse näitajates Vilniuses aastatel 1891–2010 (Valiukas, 2011). Venemaa lääneosas on tugevate sadudega päevade arv oluliselt kasvanud perioodil 1936–2000 (Bogdanova *et al.*, 2010).

Kuigi Eestit iseloomustab niiske kliima, kus aastane sademete hulk ületab aastase auramise, esineb ka meil soojal poolaastal põua perioode. Need põhjustavad tõsist kahju inimtegevusele – põllumajandusliku toodangu vähenemist, veepuudust, metsatulekahju jne. Tugevatest vihmasadudest põhjustatud tulvaveed (*flash floods*) ja pikemad sajuperioodid tingivad tõsiseid probleeme põllumajandusele, transpordile ja kohalike elanike igapäevaelule. Eesti asub mereliselt mandrilisele kliimale ülemineku vööndis. Eesti sademete režiim sarnaneb naaber-piirkondade omale, kus aastase käigu maksimum esineb suvel ja sügisel ning miinimum talvel ja kevadel. Aastane keskmine sademete hulk varieerub 550 mm (rannikul) ja 750 mm (kõrgustike tuulepealsetel osadel) vahel (Jaagus, Tarand, 1988; Jaagus *et al.*, 2010).

Eesti sademeterežiimi kliimaatilist vaheldumist on uuritud põhjalikult. Aegri-  
dade analüüs tõi välja tõusutrendi talvel ja sügisel (Jaagus, 1996). Eesti sademete aasta summades alates 1866 on kindlaks tehtud selged 50–60, 25–30 ja 6–7 aastase perioodiga kõikumised (Jaagus, 1992). Seosed atmosfääri suuremõõtmelise tsirkulatsiooni ja sademete vahel on olnud tugevaimad talvel ja kevadel (Keevallik *et al.*, 1999; Keevallik, 2003; Jaagus, 2006).

Eesti sademete äärmusi on analüüsitud ka varasemates töödes. Neid on seostatud atmosfääri suuremõõtmelise tsirkulatsiooni tüüpidega (*Grosswetterlagen*) (Merilain, Post, 2006) ja erinevaid trajektoore mööda liikuvate tsüklonitega (Mätlik, Post, 2008). Leiti, et enam kui 25% kõikidest tugevate sadude juhtudest Eestis, kui ööpäevas sadas vähemalt 50 mm, on põhjustatud lõunatsüklonite poolt, mis pärinevad Musta või Vahemere piirkonnast.

Ekstreemsete sademete varieeruvust Eestis on uuritud kasutades ööpäevaste sademete hulga 95% ja 99% kvantiili väärtusi ning neid ületavate päevade arvu (Päädam, Post, 2011). Analüüsides 40 jaama andmeid perioodil 1961–2008 selgitati välja, et nende indeksi väärtused on olulisel määral tõusnud. Üle 95% kvantiili sademetega päevade arv on jaamade keskmisena tõusnud 10,3%, kusjuures külmal poolaastal ja Ida-Eestis on see olnud suhteliselt suurem. Selle uurimuse jätkutulemused on avaldatud käesolevas kogumikus (Post, Päädam, 2011).

Peamiseks puuduseks ekstreemsete sademete ja pöudade uurimisel on olnud asjaolu, et näitajad on arvutatud diskreetsete ajavahemike (aastaaeg, kuu, dekaad, ööpäev) kaupa. Selleks, et hinnata mulla veesisaldust, ei ole niivõrd oluline teada, kui palju sadas vaadeldaval ajavahemikul, vaid kui palju oli sadanud enne seda. Teisiti öeldes, tihti pole vaja näidata, kui palju sadas antud päeval, vaid hoopis on oluline teada, kui palju oli sadanud eelnevalt kuni selle päevani. Lähtudes sellest ideoloogiast on käesoleva artikli esimene autor välja pakkunud meetodika ekstreemsete sademete analüüsiks, kasutades libisevaid sademete summasid (Tammets, 2007; 2010). Sellele tuginedes on defineeritud Eesti jaoks ekstreemsed märjapäevad ja kuivapäevad ning analüüsitud nende esinemissagedust. Ekstreemne märjapäev on selline päev, mille sademete hulk koos eelneva, 9-päevase perioodi sademete hulgaga on vähemalt 100 mm. Ekstreemne kuivapäev on 20-päevase sajuta perioodi viimane päev. Selliste päevade hulk ning ajaline ja territoriaalne jaotus iseloomustab küllaltki hästi ekstreemseid keskkonnatingimusi sademete

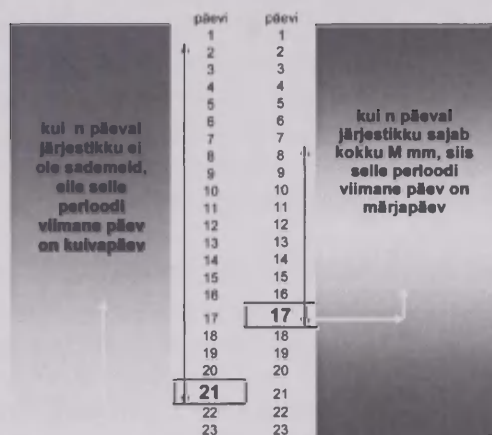




GMT. Mõõtmised on tehtud käsitsi Tretjakovi sademetemõõtja abil. Mõned andmelüngad 2009. aastal on täidetud automaatse kaad-kopp-sademetemõõtja RG15H MILOS 520 andmetega, mis on vähem usaldusväärsed. Kuressaares ja Heltermaal hakati vastaval 1. jaanuaril 2008 ja 1. mail 2009 kasutama VRG tüüpi automaatseid sademetemõõtjaid.

Ekstreemsete sademete klimatoloogiliseks analüüsiks on käesolevas töös kasutatud libisevaid ööpäevaseid sademete summasid. Ekstreemseks kuivapäevaks või ekstreemseks märjapäevaks on defineeritud sellised päevad, mille korral nendele eelnev periood on olnud vastavalt liiga kuiv või liiga märg. See periood kestab  $n$  päeva ja lõpeb vaadeldava päevaga. Sademete hulga piirväärtus  $t$  ja järjestikuste päevade piirarv  $n$  vaadeldaval perioodil sõltuvad uuritavast objektist, olgu see siis näiteks viljapõld, jõe valgla jne. Agrometeoroloogilistes uuringutes sõltuvad need piirväärtused kasvatatava kultuuri liigist ja sordist, taimkatte olukorrast, mullastikust, temperatuurirežiimist, niiskuseludest ja teistest teguritest. Selleks, et kindlaks määrata meteoroloogilist, agrometeoroloogilist, hüdrooloogilist või sotsiaal-majanduslikku põuda või uputust, on sellised indikaatorid vaja arvutada kasutades erinevat päevade arvu  $n$  ja sademete piirväärtusi  $t$  (Tammets, 2007; 2010).

Matemaatiliselt on libisevate summade (keskmiste) järjestus  $\{s_j(n), 1 \leq j \leq N-n+1\}$  saadud järjestusest  $\{a_i, 1 \leq i \leq N\}$ , arvutades summa (keskmise)  $n$  järjestikusest väärtusest  $-s_j(n)=a_j$ , kus  $N$  on kogu päevade arv uuritavas sademete aegreas ja  $n$  on päevade arv, mille kaupa on libisev summa (keskmise) arvatud. Käesolevas töös on leitud põuapäevad ja märjapäevad arvutades  $s_j(n)$  ajavahe-mikuga  $n$  aegreas iga päeva  $i$  järgi valides päevi sademete hulgaga  $s_j(n)$ , mis on väiksemad või suuremad kui etteantud piirväärtus  $t$  (joonis 2).



**Joon. 2.** Ekstreemsete põuapäevade ja märjapäevade arutamise skeem kasutades eelnevate päevade libisevat sademete summat. Siin näites on põuapäevade puhul  $n = 20$  ja märjapäevade korral  $n = 10$ .

**Fig. 2.** Scheme for calculation of extreme drought days and extreme wet days using a moving precipitation total of the preceding days. In this example,  $n = 20$  in the case of drought days and  $n = 10$  in case of wet days.



Agrometeoroloogias on välja töötatud ekstreemsete ilmastikutingimuste piirväärtuste kriteeriumid Eesti jaoks (Kivi, 1998). Ekstreemselt märjad tingimused esinevad siis, kui kümne järjestikuse päeva jooksul ( $n = 10$ ) on ööpäevane sademete hulk vähemalt 10 mm. Seega me arvutame  $s_i^{(10)}$  aegrea, mis koosneb libisevatest 10-päevastest perioodidest. Kui  $s_i \geq 100$  mm, siis loetakse viimane päev ekstreemselt märjaks päevaks (EWD). Ekstreemselt kuivadeks tingimusteks põllukultuuride jaoks loetakse olukorda, kui 20 järjestikuse päeva jooksul ( $n = 20$ ) ei ole sadanud. Kui  $s_i = 0$ , siis on selle 20-päevase perioodi viimane päev ekstreemselt kuiv (EDD).

Aastased ja sesoonsed ekstreemselt kuivade ja märgade päevade arvud leiti kõigis 51 jaamas perioodil 1957–2009. Selleks, et analüüsida ekstreemselt märgade ja kuivade päevade arvu aastatevahelist varieeruvust koos, arvutati välja märgade ja kuivade päevade suhteline arv, jagades selliste päevade aastase arvu perioodi 1957–2009 keskmisega. Samad näitajad leiti ka iga aastaaja jaoks, kus kevadeks loeti perioodi märtsist maini (MAM), suveks juunist augustini (JJA), sügiseks septembrist novembrini (SON) ja talveks detsembrist veebruarini (DJV).

Iseloomustamaks üldist sademete režiimi Eesti eri paigus on käesolevas töös kasutatud aasta, aastaaegade ja kuude sademete summasid. EWD ja EDD aegridu võrreldi mitmete teiste sademete äärmuse, kuivade ja märgade tingimuste näitajatega.

### Märjad tingimused

SDII –	lihtne ööpäevane sademete intensiivsuse indeks: aastane sademete summa jagatud päevade arvuga, mille korral sademete hulk oli vähemalt 1 mm (mm/märjapäevade arv);
CWD –	järjestikuste märjapäevade ( $R \geq 1$ mm) maksimaalne arv;
R10mm –	tugevate ( $R \geq 10$ mm) sademetega päevade arv;
R20mm –	väga tugevate ( $R \geq 20$ mm) sademetega päevade arv;
RX1day –	suurim ööpäevane sademete hulk (mm);
RX5day –	suurim järjestikune viiepäevane sademete hulk (mm);
R95p –	päevade arv, mille ööpäevane sademete hulk ületab 95-protsendilise kvantiili;
R99p –	päevade arv, mille ööpäevane sademete hulk ületab 99-protsendilise kvantiili.

### Kuivad tingimused

CDD1 –	järjestikuste kuivapäevade ( $R < 1$ mm) maksimaalne arv;
XCDD –	järjestikuste kuivapäevade ( $R = 0$ mm) maksimaalne arv;
PDD –	kuivale päevale järgneva kuivapäeva esinemise tõenäosus;
DSMEA1 –	keskmine kuivaperioodi pikkus, kui $R < 1$ mm;
DSMEA0 –	keskmine kuivaperioodi pikkus, kui $R = 0$ mm.

Need sademete äärmuse indeksid on arvutatud kõikide jaamade, aastate ja aastaaegade kaupa ning seejärel on leitud Eesti jaoks keskmised ja äärmuslikud vää-

tused, ekstreemumite asukohad ja esinemisaastad. Koostati ka keskmise ja äärmusväärtuste tabelid ning erinevate indeksite jaoks Eesti kaardid ning toodi välja ekstreemsete sademete ja põudade indeksite territoriaalseid ja sesoonseid erinevused.

Oluline on hinnata kasutatavate aegridade homogeensust, st vastavust ühesugustele mõõtmistingimustele. Kui vaatlusperioodi vältel on toimunud mingeid muutusi mõõteriista tüübis, selle asukohas või vaatlusmetoodikas, siis erinevatel aastatel saadud mõõtmistulemused ei pruugi olla täpselt võrreldavad.

Lisaks analüüsiti sademete ja põuasuse indeksite aegridades võimalikke režiimnihkeid (Overland *et al.*, 2008) ehk üleminekuid ühelt sademete või põuasuse režiimilt teisele. See võimaldab meil kliimaprotsesse periodiseerida ning eristada sademeterohkemaid ja põuasemaid ajajärke.

Üleminekuaastate leidmiseks kasutati nelja meetodit. Nendeks on niinimetatud Pettiti (1979), SNHT (*Standard Normal Homogeneity Test*) (Alexandersson, 1986), Buishandi (1982) Q test ja STARS meetod (Rodionov, 2004). Neist kolm esimest on laialt levinud homogeensustestid. Eeldusel, et algandmed on homogeensed ehk nad vastavad ühesugustele mõõtmistingimustele, siis homogeensustestide väljund peaks väljendama kliimamuutusi.

Aegridade analüüsimisel mainitud homogeensustestidega on kasutatud programmi XLSTAT-*Time Homogeneity tests* ([www.xlstat.com](http://www.xlstat.com)). Selles on kahepoolne  $p$  väärtus arvutatud 10000-kordse Monte Carlo simulatsiooni alusel. Statistilise usaldusväärsuse tasemeks on võetud 90%. Arvutuste väljundiks on aasta, millal toimus statistiliselt usaldusväärne muutus aegreas, ning muutuse suund.

STARS meetod on loodud spetsiaalselt aegreast režiiminhete leidmiseks. Seda meetodit on pikemalt käsitletud käesoleva kogumiku artiklis Sepp (2011). Järgnevate arvutuste puhul on kasutatud STARS meetodi makro (<http://www.bering-climate.noaa.gov/regimes/>; Rodionov, 2004; 2006; Rodionov, Overland, 2005) vaikimisi sätteid. See tähendab – lõikelõigu pikkus on 10 aastat, Huberi kaaluparameeter on 1 ja statistilise usaldusväärsuse tase 90%. Ka STARS meetodi väljunditest on käesolevas töös kasutatud režiiminhke aastat ja nihke suunda. Kuna XLSTAT programmi väljundiks on eelmise režiimi viimane aasta ja STARS makro väljastab uue režiimi esimese aasta, siis võrreldavuse huvides on homogeensustestide tulemustele liidetud üks aasta.

Sademete äärmuste pikaajalisi trende on analüüsitud lineaarse regressiooni ja Mann-Kemdalli testi abil. Viimane meetod võimaldab analüüsida ka mittenormaalse jaotusega andmeid, mida sademete näitajad enamasti on. Trendi vastavus statistiliselt olulisele nivoole  $p < 0,05$  tasemel määrati Mann-Kendalli testi abil.

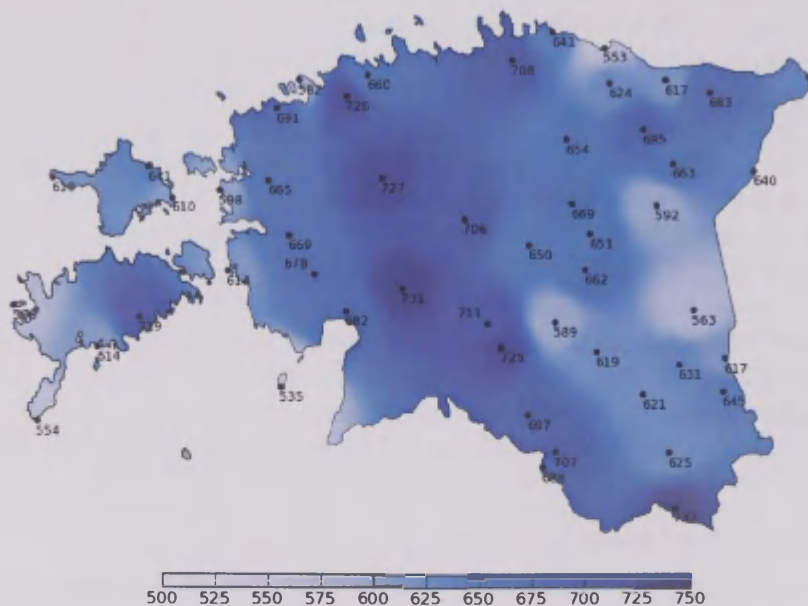
### 3. Eesti keskmine sademete režiim

Enne sademete äärmuste käsitlemist on otstarbekas anda kasutatavate andmete põhjal ülevaade Eesti keskmisest sademete režiimist perioodil 1957–2009. Kirjeldamaks sademete keskmist jaotust Eestis on vaatlusandmest koostatud aasta keskmise sademete hulga kaart (joonis 3). See on üsnagi varieeruv, miinimumiga Kihnus (535 mm) ja maksimumiga Haanja kõrgustikul Mauris (732 mm). Üldiselt esinevad

väiksemad sademed rannikul, samuti Peipsi ja Võrtsjärve kalda-alal. Suuremad sademete hulgad iseloomustavad aga Mandri-Eesti kõrgustikke ja põhja-lõuna-suunalist vööndit, mis asub paralleelselt läänerrannikuga 20–100 km kaugusel rannajoonest.

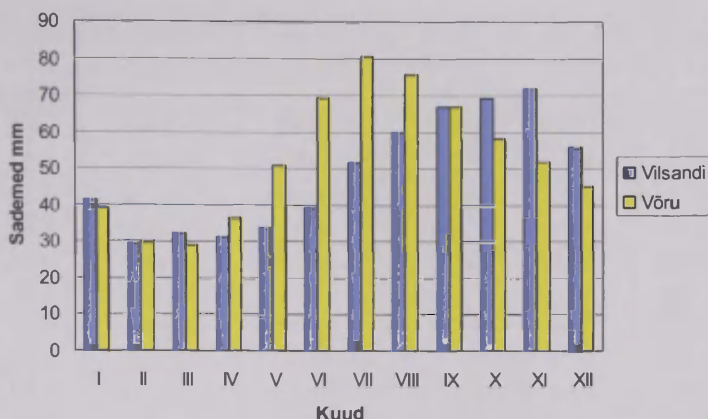
Kõige sajusemateks aastaegadeks Eestis on suvi ja sügis ning märksa kuivemateks talv ja kevad. Esineb väga selge erinevus sademete hulga aastasiseses jaotuses ranniku ja sisemaa vahel (joonis 4). Lääne-Eesti on kevadel ja suve esimesel poolel palju kuivem kui Kesk- ja Ida-Eesti. Suve teisel poolel ja sügisel kasvab rannikul sademete hulk märgatavalt. Seda saab seletada mere- ja maapinna termilise režiimi erinevustega. Kevadel on veepind külmaks aluspinnaks, mille kohal on välja kujunenud õhu püsiv kihistus. See takistab tõusvate õhuvoolude, pilvede ja sademete teket. Suve jooksul soojeneb merepind üles, õhu kihistus on labiilne, tekiavad konveksioonivoolud, pilved ja sademed. Meri on soojaks aluspinnaks sügise ja talve jooksul.

Kõigi kasutatud 51 jaama andmete keskmistamisel leitud aasta ja aastaegade sademete hulga keskmised ja maksimaalsed väärtused ehk ilmarekordid, nende esinemise aasta ja koht on esitatud tabelis 1, kus sademete hulka on käsitletud ühe indeksina, lühendiga PREC. Selgub, et suurimad sademete hulgad on mõõdetud üsna juhuslikult Eesti erinevates paikades, kusjuures aastase sademete hulga maksimum 1119,8 mm pärineb Pärnu jõe ääres asuvast Tahkuse sademetemõõtejaamast 1981. aastast.



**Joon. 3.** Aasta keskmine sademete hulk 51 ilmajaamas Eestis perioodil 1957–2009.

**Fig. 3.** Average of annual precipitation at 51 meteorological stations in Estonia during 1957–2009.



Joon. 4. Kuu keskmised sademete summad Vilsandis ja Võrus 1957–2009.

Fig. 4. Monthly mean precipitation in Vilsandi and Võru 1957–2009.

#### 4. Liigniiskeid tingimusi kirjeldavad ekstreemsete sademete indeksid

Tabelis 1 on esitatud ekstreemsete sademete esinemist kirjeldavate indeksite keskmised väärtused ja absoluutsed maksimumväärtused aasta ja aastaegade kaupa. Ekstreemseid märjapäevi (EWD) esineb Eestis ainult suvel ja sügisel, st juunist novembrini, kõige sagedamini aga juulis ja augustis (joonis 5). Kõige enam esines neid päevi Kagu-Eesti jaamades (Praaga, Räpina, Mauri) 1978. aasta juulis ja 1987. aasta augustis (11 päeva). Aastane EWD maksimum (20 päeva) pärineb samuti Praagast 1978. aastast, kui oli kaks märjaperioodi – 12–22. juulil ja 10–18. augustil.

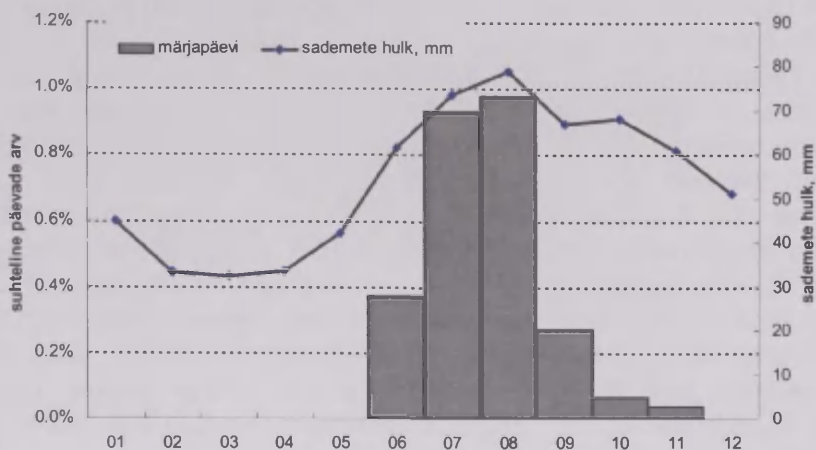
**Tabel 1.** Aasta ja aastaegade ekstreemsete sademete indeksite keskmised ja maksimaalsed väärtused, maksimumide esinemise aasta ja koht ning keskmise ja maksimumi muutus trendi järgi Eestis perioodil 1957–2009, mis on keskmistatud 51 jaama andmetel. Statistiliselt olulised muutused  $p < 0,05$  tasemel on jämedas kirjas.

**Table 1.** Annual and seasonal mean and maximum values of the indices of extreme precipitation, year and station of their occurrence, and their changes by trend during 1957–2009, averaged by the 51 stations in Estonia. Statistically significant changes on  $p < 0.05$  are typed in bold.

	Indeks	Keskmine	Maksimum	Aasta	Vaatluskoht	Keskmise muutus	Maksimumi muutus
Aasta	PREC	648,8	1119,8	1981	Tahkuse	<b>126,9</b>	<b>150,8</b>
	EWD	0,83	20	1978	Praaga	<b>0,87</b>	<b>4,39</b>
	SDII	5,42	7,72	1997	Pärnu	<b>0,54</b>	<b>0,79</b>
	CWD	7,53	19	5 aastat	5 jaama	0,85	–0,26
	R10mm	14,8	35	2003	Piigaste	<b>4,64</b>	<b>8,54</b>
	R20mm	2,9	12	1991	Pajusi	<b>1,62</b>	<b>2,82</b>
	RX1day	34,2	130,8	1988	Võru	<b>4,68</b>	<b>19,64</b>
	RX5day	59,3	183,5	1997	Räpina	<b>9,20</b>	<b>27,24</b>
	R95p	6,24	17	3 aastat	3 jaama	<b>2,84</b>	<b>5,02</b>
	R99p	1,23	7	2009	Kuusiku	<b>0,66</b>	<b>1,56</b>



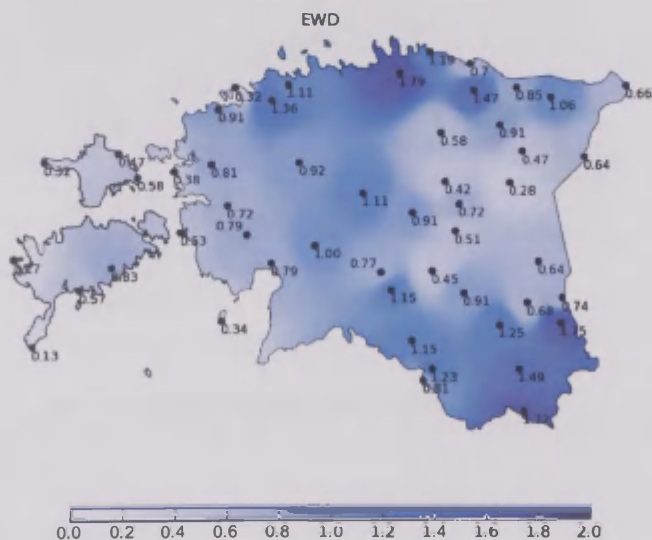
	Indeks	Keskmine	Maksimum	Aasta	Vaatluskoht	Keskmine muutus	Maksimumi muutus
Talv	PREC	129,3	320,6	1990	Kuusiku	<b>40,6</b>	<b>82,7</b>
	SDII	4,04	7,32	1993	Koodu	<b>0,42</b>	<b>0,74</b>
	CWD	5,53	16	3 aastat	3 jaama	<b>1,54</b>	1,21
	R10mm	1,55	11	2003	Piigaste	<b>1,05</b>	<b>64,10</b>
	R20mm	0,08	4	2003	2 jaama	<b>0,16</b>	<b>0,85</b>
	RX1day	12,7	41,3	1978	Pajusi	<b>3,04</b>	<b>8,58</b>
	RX5day	26,9	80,4	1990	Piigaste	<b>7,59</b>	<b>10,93</b>
	R95p	0,33	6	2003	Piigaste	<b>0,34</b>	<b>1,24</b>
	R99p	0,01	1	16 aastat	22 jaama	<b>0,03</b>	0,45
Kevad	PREC	108,3	225,9	1995	Tudu	8,38	13,88
	SDII	4,72	12,15	2005	Praaga	0,35	3,14
	CWD	4,26	12	1986	Tõrve	0,46	1,19
	R10mm	1,97	9	1983	Mehikoorma	0,06	0,62
	R20mm	0,26	4	2 aastat	2 jaama	0,04	0,52
	RX1day	16,0	65,4	1998	Räpina	0,87	2,52
	RX5day	29,1	88	1999	Räpina	3,14	1,52
	R95p	0,68	5	1977	Kihnu	0,05	0,29
	R99p	0,09	3	1983	Tooma	0,02	–0,03
Suvi	PREC	215,2	507,9	1978	Praaga	48,97	<b>86,90</b>
	EWD	0,716	20	1978	Praaga	<b>0,75</b>	<b>3,62</b>
	SDII	7,33	17,54	1997	Räpina	<b>1,01</b>	<b>1,59</b>
	CWD	5,07	15	2 aastat	2 jaama	0,52	–1,32
	R10mm	6,47	18	1981	Keila	<b>2,25</b>	<b>2,94</b>
	R20mm	1,87	10	1998	Jõgeva	0,94	<b>2,08</b>
	RX1day	31,6	130,8	1988	Võru	4,01	<b>19,68</b>
	RX5day	54,2	183,5	1997	Räpina	8,45	28,76
	R95p	3,44	12	2 aastat	2 jaama	<b>1,67</b>	<b>2,48</b>
Sügis	R99p	0,91	6	3 aastat	4 jaama	0,42	<b>1,31</b>
	PREC	196,0	380,3	1974	Uue-Lõve	28,96	27,39
	EWD	0,113	10	1987	Keila	0,12	1,24
	SDII	5,54	9,41	2001	Tahkuse	<b>0,72</b>	0,73
	CWD	6,25	19	5 aastat	5 jaama	0,26	1,10
	R10mm	4,81	16	2 aastat	2 jaama	1,28	0,96
	R20mm	0,65	7	1991	Pajusi	<b>0,49</b>	<b>1,10</b>
	RX1day	21,1	78,4	2000	Vilsandi	<b>4,06</b>	<b>11,88</b>
	RX5day	43,1	141,1	1985	Oandu	<b>8,90</b>	8,60
	R95p	1,78	9	2 aastat	3 jaama	<b>0,78</b>	<b>2,09</b>
	R99p	0,21	3	6 aastat	5 jaama	<b>0,19</b>	<b>0,88</b>



**Joon. 5.** Kuu keskmised ekstreemsete märjapäevade suhtelised arvud ja keskmised sademete hulgad Eestis 51 jaama keskmisena perioodil 1957–2009.

**Fig. 5.** Monthly average relative numbers of extreme wet days (EWD), and monthly mean precipitation averaged by 51 stations in Estonia during 1957–2009.

EWD territoriaalne jaotus Eestis (joonis 6) näitab, et kõige suurem oht märjapäevade esinemiseks on Kagu-Eestis ja mõnel pool Põhja-Eestis. Selle keskmine aastane väärtus varieerub maksimumist Vanakülas (1,79 päeva) kuni miinimumini Sõrves (0,13). Seega on Eesti territooriumil olnud mitmekordsed erinevused märjaperioodide esinemissageduses. Üldjoontes samad ajalis-ruumilise jaotuse seaduspärasused, mis avaldusid EWD puhul, esinevad ka teiste ekstreemsete sademete indeksite korral.



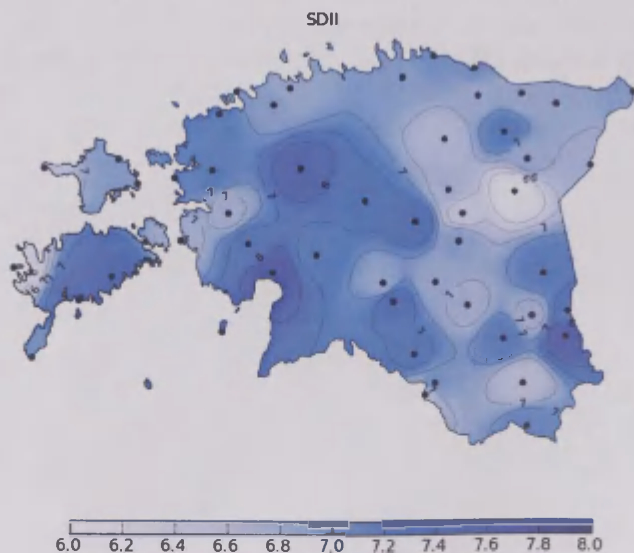
**Joon. 6.** Keskmine aasta ekstreemsete märjapäevade arv (EWD).

**Fig. 6.** Mean spatial distribution of annual number of extremely wet days (EWD).

Sademeteli lihtne ööpäevase intensiivsuse indeks (SDII) kajastab keskmist sademeteli hulka, mis kaasneb ühe sajupäevaga (kui sadas vähemalt 1 mm). See on aasta keskmiselt olnud 5,4 mm. Talvel ja kevadel, kui põhiliselt esineb laussadu, on SDII olnud märksa väiksem. Sügise SDII on lähedane aasta keskmisele, kuid suvine ületab seda tunduvalt (7,3 mm). On tähelepanuväärne, et aasta keskmise SDII suuremad väärtused esinevad Lääne-Eestis (joonis 7). Eriti suurt sademeteli intensiivsust (üle 8 mm ööpäevas) on mõõdetud Kuusikul, Pärnus ja Räpinas. Absoluutne suvine maksimum 17,5 mm esines 1997. aastal Räpinas (tabel 1).

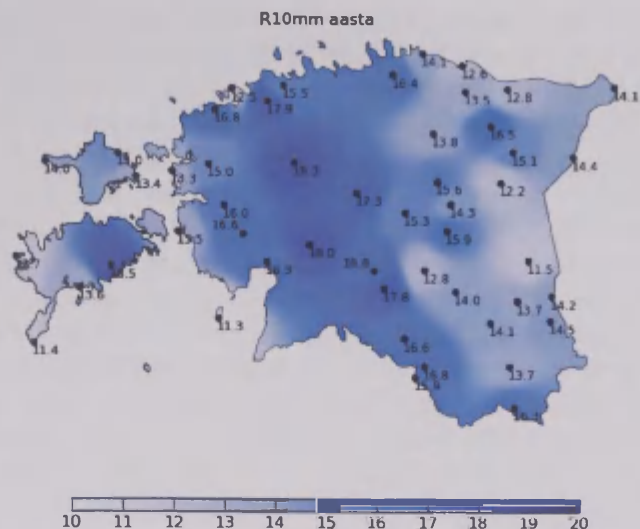
Kui SDII, mis iseloomustab sademeteli intensiivsust, on suurimate väärtustega suvel, siis järjestikuste sajupäevade (1 mm või enam) maksimaalne arv (CWD) on kõrgeim hoopis sügisel. Minimaalsed väärtused esinevad kevadel. Selle indeksiga iseloomustatakse sajuperioodide keskmist kestust. CWD aastane maksimum varieerub 10 ja 19 päeva vahel, kusjuures sisemaal (Kuusiku, Türi, Tõrve, Massu-mõisa) on see suurem ja rannikul (Kihnu, Kunda) väiksem.

Keskmine tugevate sademetega päevade arv aastas (R10mm) 51 jaama keskmisena perioodil 1957–2009 oli 14,8. Põhiliselt esines selliseid päevi suvel ja sügisel, kusjuures talvel ja kevadel oli neid vaid mõni üksik. R10mm suuremad väärtused on fikseeritud jaamades, kus ka üldine sademeteli hulk on suurem ja mis asuvad Lääne-Eesti suurema sademeteli hulgaga vööndis (joonis 8). Maksimaalne R10mm keskmine väärtus 18,5 mm on saadud Uue-Lõve vaatlusjaamas Saaremaal. Rannikupiirkonnas tuleb tugevate sademetega päevi ette märksa harvemini.



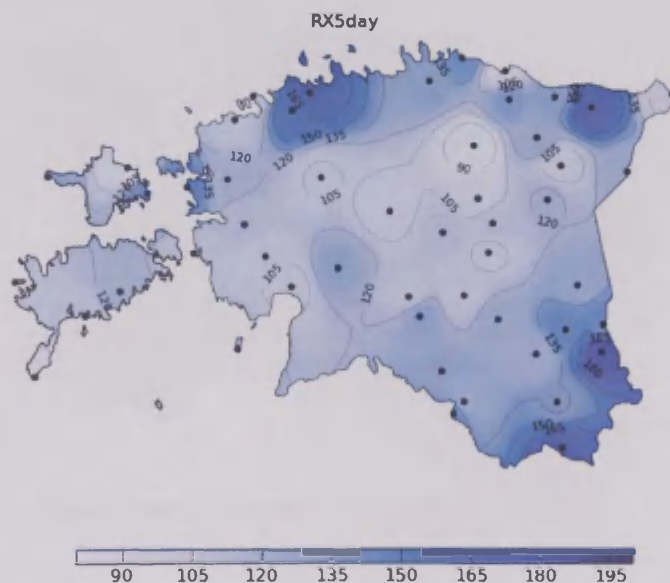
**Joon. 7.** Aasta keskmine lihtne ööpäevane intensiivsuse indeks (SDII).

**Fig. 7.** Annual mean simple daily intensity index (SDII) during.



**Joon. 8.** Aasta keskmine tugevate sadudega päevade arv (R10mm).

**Fig. 8.** Annual mean number of days with heavy precipitation (R10mm).



**Joon. 9.** Viie järjestikuse päeva absoluutselt maksimaalne sademete hulk (RX5day).

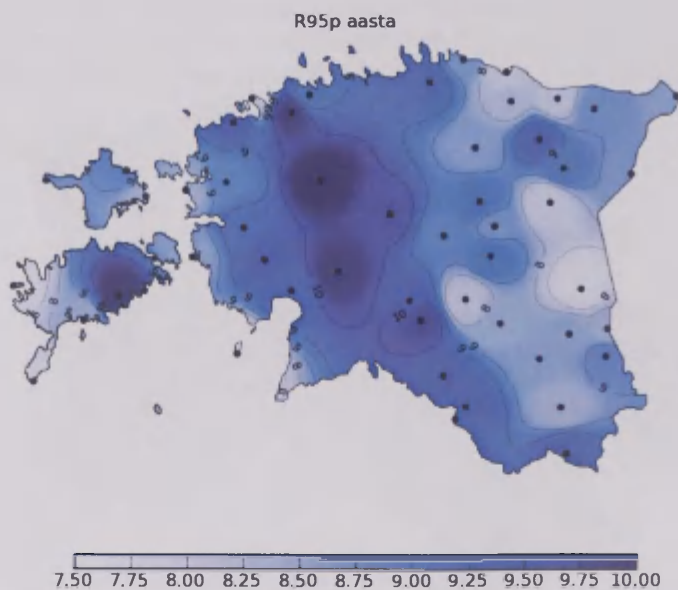
**Fig. 9.** Absolute maximum precipitation of five consecutive days (RX5day).

Eriti tugevate sademetega päevi (R20mm) tuleb ette aga juba päris harva, keskmiselt 2,9 päeva aastas. Kõige enam on selliseid päevi registreeritud Pajusis 1991. aastal. Selle näitaja territoriaalne jaotus Eestis on täiesti juhusliku ilmega.



Vaatlusperioodi jooksul on maksimaalne ööpäevane sademete hulk (RX1day) 130,8 mm mõõdetud Võrus 3. juulil 1988 ning maksimaalne viie järjestikuse päeva sademete hulk (RX5day) 183,5 mm Rāpinas 15–19. juunil 1997. Keskmiselt on need näitajad Eesti jaamades 34,2 ja 59,3 mm (tabel 1). Nende näitajate suuremad väärtused esinevad loomulikult suvel ja väiksemad talvel ning kevadel. RX1day ja RX5day suuremad väärtused on iseloomulikud Kagu- ja Põhja-Eestile. RX5day absoluutsete maksimumide kaart (joonis 9) on aga äärmiselt juhusliku territoriaalse jaotusega, kajastades üksikute lokaalsete ja eriti tugevate sademete esinemist, mis erinevatel perioodidel võib olla väga erinev.

Ekstreemsete sademete esinemissagedust ja selle muutusi kirjeldavad hästi ka 95- ja 99-protsendilist kvantiili ületavate ööpäevaste sademetega päevade arvud (R95p ja R99p). Mõistagi ei saa selliseid päevi olla palju. Selles osas oli eriliseks vaatlusperioodi viimane aasta (2009), kui fikseeriti paljudes jaamades rekordilised väärtused. R95p 53 aasta kõikide jaamade keskmine oli 6,24 päeva, R99p puhul aga 1,23 päeva. Nende indeksite territoriaalne jaotus vastab sademete keskmisele jaotusele Eestis (joonis 10). Maksimaalsed väärtused esinevad Lääne-Eesti sademeterohkes vööndis.



**Joon. 10.** Aastane ööpäevaste sademete 95-protsendilist kvantiili ületavate päevade arv.  
**Fig. 10.** Annual number of days with precipitation exceeding the 95 percentile.

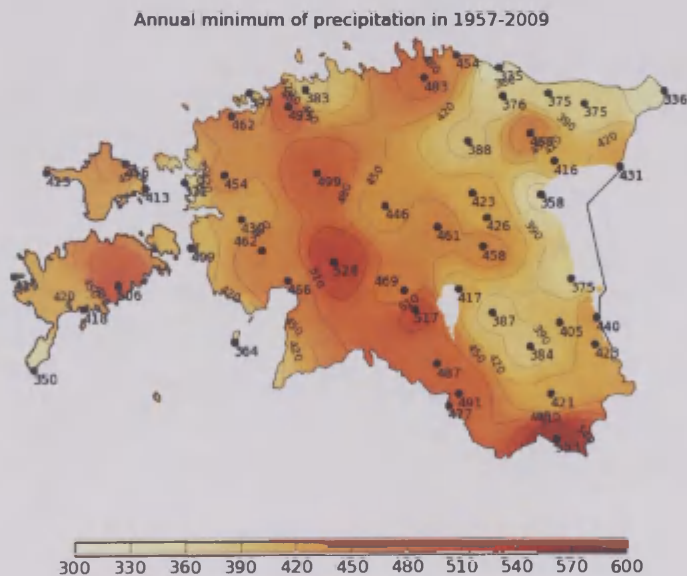
## 5. Sademenappust kirjeldavad indeksid

Aasta minimaalse sademete hulga territoriaalne jaotus Eestis on väga ebaühtlane (joonis 11), kuid suhteliselt sarnane sademete aastasummaga. Selle väärtus on üldiselt väiksem Ida-Eestis. Vaatlusperioodi absoluutne miinimum on registreeritud

Kundas 1964. aastal (335,2 mm). See oli ka kõige väiksema keskmise aastase sademete hulgaga aasta kogu Eestis – 452,9 mm. Tähelepanuväärselt väike oli sademete hulk ka 2006. aastal, kui aasta sademete summaks mõõdeti Kundas, Praagas ja Rohukülas alla 400. Jaamades, kus aasta keskmine sademete hulk on suur, on ka minimaalne aastasumma suurem, näiteks Haanja kõrgustikul ja Lääne-Eesti sademetevööndis (joonis 11).

Analoogselt tabeliga 1 on sademetenappuse indekseid esitatud tabelis 2. Kuue erineva indeksi keskmised ja maksimaalsed väärtused koos esinemiskohtade ja aastatega annavad tunnistust sademetenappuse suurest ajalis-ruumilisest varieeruvusest Eestis. Enamasti tulevad esile üksikud väga põuased aastad (1964, 1974, 1993, 2002) ja rannikulähedased mõõtekohad.

Ekstreemseid kuivapäevi (EDD), mille korral on esinenud 20 päeva ilma sademeteta, on Eestis perioodil 1957–2009 ette tulnud aastaringelt kõikidel kuudel. EDD selge maksimum esineb augustis (joonis 12). Siinkohal tuleb silmas pidada, et ekstreemselt kuivale päevale peab olema eelnenud 19 sademeteta päeva. Seega tuleb joonisel 12 toodud graafikut arvestada teatud ajalise nihkega. On üllatav EDD väike arv juulikuus. See tähendab seda, et juuni lõpus ja juuli alguses tuleb väga harva ette pikka põuaperioodi, kus üldse ei saja. Ilmselt sellel ajal, kui päike käib oma aastase käigu kõige kõrgemas asendis, esineb väga harva püsivat kõrgrõhk-konda, mille puhul põuaperiood saaks tekkida.



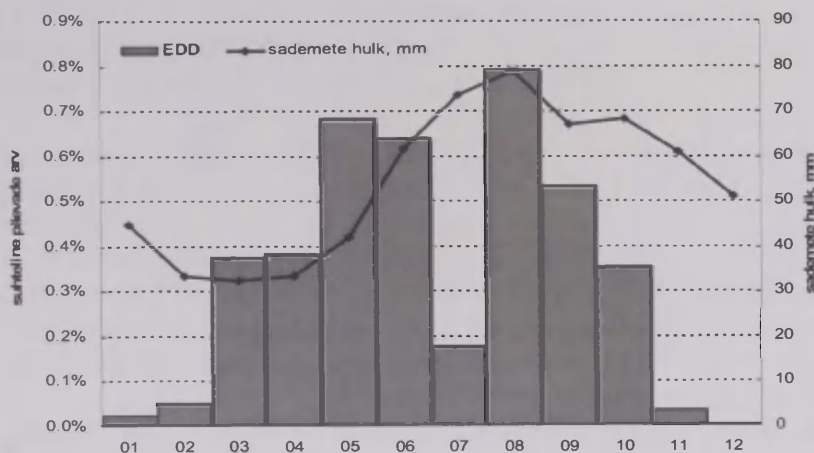
**Joon. 11.** Minimaalne sademete aastasumma (mm).

**Fig. 11.** Minimum annual total of precipitation (mm).

**Tabel 2.** Aasta ja aastaegade sademetenappuse indeksite keskmised ja maksimaalsed väärtused, maksimumide esinemise aasta ja koht ning keskmise ja maksimumi muutus trendi järgi Eestis perioodil 1957–2009, mis on keskmistatud 51 jaama andmetel. Mann-Kendalli testi järgi polnud ükski muutus statistiliselt usaldusväärne  $p < 0,05$  tasemel.

**Table 2.** Annual and seasonal mean and maximum values of the dryness indices, year and station of their occurrence, and their changes by trend during 1957–2009, averaged by the 51 stations in Estonia. There were no significant trends by Mann-Kendall test.

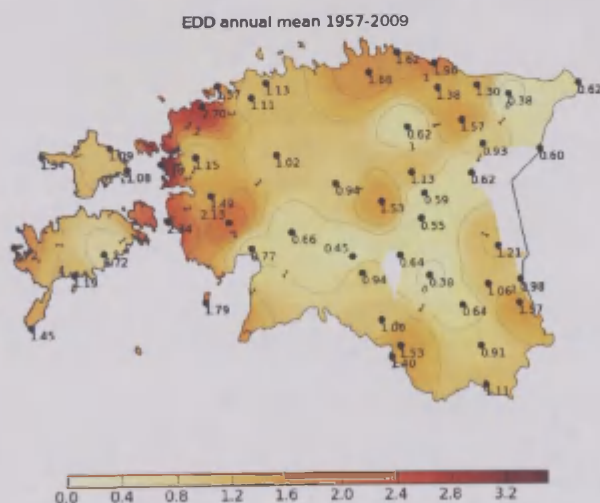
	Indeks	Keskmine	Maksimum	Aasta	Vaatluskoht	Keskmise muutus	Maksimumi muutus
Aasta	EDD	1,20	30	2002	Mauri	1,85	5,68
	CDD1	23,0	71	1964	Heltermaa	0,72	2,57
	XCDD	16,6	49	2002	Mauri	1,88	3,89
	PDD	0,34	0,56	1959	Vihterpalu	0,02	0,03
	DSMEA1	4,16	6,75	1996	Heltermaa	−0,26	−0,19
	DSMEA0	2,99	5,68	1959	Virtsu	0,09	0,20
Talv	EDD	0,02	6	1993	Kunda	0,03	1,07
	CDD1	13,5	44	1987	Tudu	−0,64	0,38
	XCDD	7,92	25	1993	Kunda	0,76	2,92
	PDD	0,24	0,57	1993	Pajusi	0,019	0,035
	DSMEA1	3,84	10,83	1993	Pajusi	−0,49	−0,86
	DSMEA0	2,39	5,63	1993	Pajusi	0,10	0,03
Kevad	EDD	0,42	18	2009	Räpina	0,37	2,69
	CDD1	19,00	71	1964	Heltermaa	−2,16	−0,56
	XCDD	13,41	46	1964	Kuressaare	−0,69	2,12
	PDD	0,45	0,79	1974	Kasari	0,00	0,03
	DSMEA1	5,60	31,67	1974	Kasari	−0,95	−2,32
	DSMEA0	3,70	11	1974	Rohuküla	−0,17	0,32
Suvi	EDD	0,48	21	2 aastat	2 jaama	1,14	2,26
	CDD1	15,20	57	2008	Ristna	−0,20	−2,84
	XCDD	11,87	36	2002	3 jaama	1,00	0,39
	PDD	0,40	0,76	1997	Rohuküla	0,02	0,04
	DSMEA1	4,51	13,33	1994	Virtsu	−0,15	−0,13
	DSMEA0	3,44	11,17	1959	Virtsu	0,14	0,25
Sügis	EDD	0,28	13	2 aastat	4 jaama	0,32	0,80
	CDD1	14,3	52	2002	Tõrva	1,71	3,20
	XCDD	10,14	49	2002	Mauri	2,44	2,03
	PDD	0,28	0,67	1993	Pajusi	0,03	0,03
	DSMEA1	3,73	8,5	1998	Ahja	0,07	0,26
	DSMEA0	2,76	7	1993	Koodu	0,35	0,41



**Joon. 12.** Ekstreemselt kuivade päevade (EDD) keskmise suhtelise arvu ja kuu keskmiste sademete aastane käik Eestis.

**Fig. 12.** Monthly mean relative number of extreme dry days (EDD) and average precipitation in Estonia.

Aasta keskmised EDD väärtused on suuremad Eesti rannikupiirkondades, eriti Loode-Eestis (joonis 13). Suurimad neist olid Rohukülas (3,2), Vihterpalus (2,7) ja Virtsus (2,3). Need piirkonnad peaksid olema kõige põuaohhtlikumad. Kõige väiksemad EDD keskmised väärtused (0,4) pärinevad Jõhvist, Tartust ja Viljandist. EDD maksimum 30 päeva on mõõdetud Haanjamaal Mauri jaamas 2002. aasta 15.augustist 13.septembrini (seega kokku 49 päeval ei sadanud). See aasta oligi EDD arvult maksimaalne, kui Eesti keskmine oli 12,6 päeva.



**Joon. 13.** Aastane keskmine ekstreemselt kuivade päevade arv (EDD).

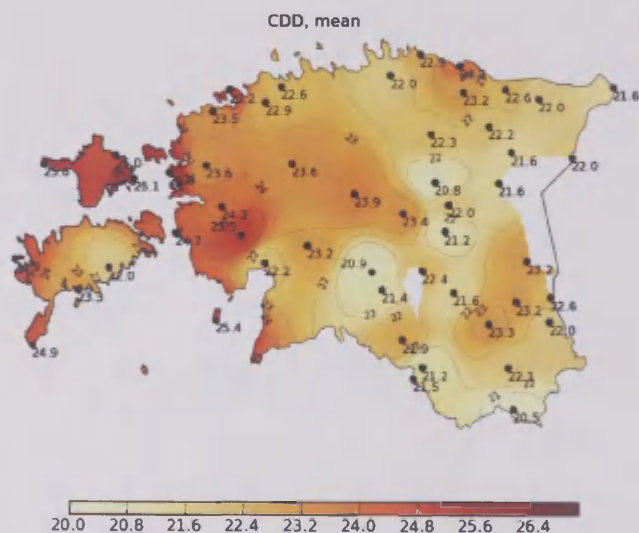
**Fig. 13.** Annual mean number of extreme dry days (EDD).



EDD arvu ajalis-ruumilist jaotust iseloomustab asjaolu, et kevadel ja suvel esinevad maksimaalsed väärtused Lääne-Eesti rannikupiirkondades, sügisel aga Ida-Eestis. EDD sesoonsete väärtuste maksimumid 21 päeva on saadud kahel korral – Valgas 1997. aasta ja Rohukülas 2002. aasta suvel.

Järjestikuste kuivapäevade arvud CDD1 ja XCDD iseloomustavad samuti sademete puudust. Nende keskmised väärtused Eestis vaatlusperioodi jooksul olid vastavalt 23,0 ja 16,6 päeva. Aastaaegadest on kuivapäevade arvud kõige suuremad kevadel ja kõige lühemad talvel (tabel 2). CDD1 absoluutne maksimum 71 päeva pärineb Heltermaalt 1964. aasta kevadest, XCDD oma 49 päeva aga Maurist 2002. aasta sügisest. Kui EDD keskmine oli suurim Loode-Eestis, siis CDD1 territoriaalne jaotus annab tunnistust suuremast põuaohust kogu Lääne-Eestis võrreldes Kesk- ja Ida-Eestiga.

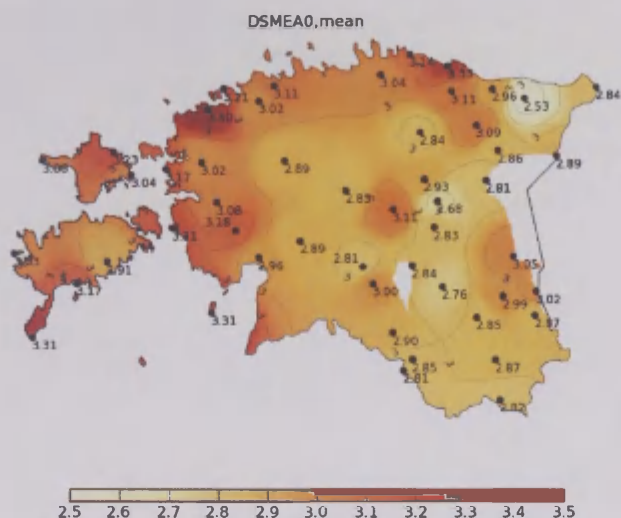
Kuivale päevale järgneva kuiva päeva tõenäosus (PDD) Eesti 51 jaama keskmisena oli perioodil 1957–2009 0,34. Seega umbes ühel kolmandikul juhtudest järgneb kuivale päevale samuti kuiv päev. Kevadel on PDD oluliselt suurem (0,45), sügisel aga palju väiksem (0,28). Territoriaalsed erinevused Eestis pole suured, kuid vähese sademetega rannikupiirkondades on keskmine PDD siiski oluliselt suurem. PDD absoluutne rekord 0,79 on registreeritud Kasaris 1974. aasta kevadel (tabel 2).



**Joon. 14.** Keskmine aastane järjestikuste kuivapäevade (CDD1) arv.

**Fig. 14.** Mean annual number of consecutive dry days (CDD1).

Keskmsed kuivaperioodide pikkused DSMEA1 ja DSMEA0 olid uuritavate andmete põhjal 4,2 ja 3,0 päeva. Sügisel ja talvel on need lühemad keskmisest ning kevadel ja suvel pikemad. DSMEA1 absoluutne maksimum 6,75 päeva pärineb Heltermaalt 1996. aastast. Nende indeksite territoriaalne jaotus sarnaneb teiste ekstreemsete sademetenappuse näitajate omaga (joon. 15). Kõige kuivemad alad paiknevad rannikuvööndis (Vihterpalu, Kunda, Virtsu, Rohuküla, Sõrve).



**Joon. 15.** Aasta keskmine kuivaperioodi pikkus (DSMEA0).

**Fig. 15.** Annual mean duration of the dry period (DSMEA0).

## 6. Sademete ekstreemumite pikaajalise kõikumised

Ekstreemsete sademete ja põudade statistiliste näitajate pikaajaliste kõikumiste käsitlemist on otstarbekohane alustada aegridade homogeensustestide tulemuste analüüsiga. Kolm homogeensustesti näitasid, et praktiliselt kõikides ekstreemsete sademete indeksites on vaadeldaval perioodil toimunud positiivne nihe, st nende väärtused on oluliselt tõusnud (tabel 3). Kõik meetodid on üksmeelsed selles, et sademete aastasummade (PREC) aegreas esines tõusev muutus 1977. aastal, millest edasi on sademete keskmine tase märgatavalt kõrgem. See või ka järgnev aasta ilmnes testi tulemustes veel mitme teise ekstreemsademetes indeksi puhul, seda eriti just suvel. Suve sademete indeksite puhul oli teiseks murdekohaks aastad 1985 või 1986. Talve sademete puhul olid peamisteks murdeaastateks 1981 ja eriti 1988. Sellest viimasest aastast alates on Eestis esinenud ridamisi pehmeid talvi, kui sademete hulk on olnud suurem. Kevade sademete indeksite puhul pole testid murdeaastaid leidnud. Ka sügise puhul on murdeaastaid vähe ja juhuslikult, mistõttu ei saa välja tuua domineerivaid aastaid.

Kasutatud kolme homogeensustesti nõrkuseks on see, et programm leiab aegreast vaid ühe järsu muutusega koha. Kui aga andmetes juhtub olema mitu järsku muutust, siis need testid jäävad mõneti hätta. Nihke aasta määramise täpsus väheneb – kahe võrdväärse tugevusega nihke korral määravad testid üleminekuaastaks mõne nende aastate vahele jääva aasta. U-kujulise muutuse kirjeldamisega need testid toime ei tule. Selleks peaks aegrea mitmeks lõiguks jagama ja neid eraldi uurima.

**Tabel 3.** Aastad, mille puhul algas uus režiim aastastes sajuindeksites erinevate homogeensustestide ja STARS programmi järgi. Tühjad ruudud näitavad, et test ei leidnud aegreast muutust.

**Table 3.** Years when regime shifts were detected in annual indices of extreme precipitation using the homogeneity tests and the STARS program. Blank fields indicate a lack of changes in the time series.

	Pettitt	SNHT	Buishand Q	STARS
PREC	1977	1977	1977	1977
EWD	1984		1978	
SDII	1986	1978	1990	1986
CWD	1976	1976	1990	1977
R10mm	1977	1977	1977	
R20mm	1985	1985	1985	1985
RX1day	1978		1978	1986
RX5day	1986	1977	1978	1986
R95p	1977	1977	1977	1985
R99p	1985	1986	1986	

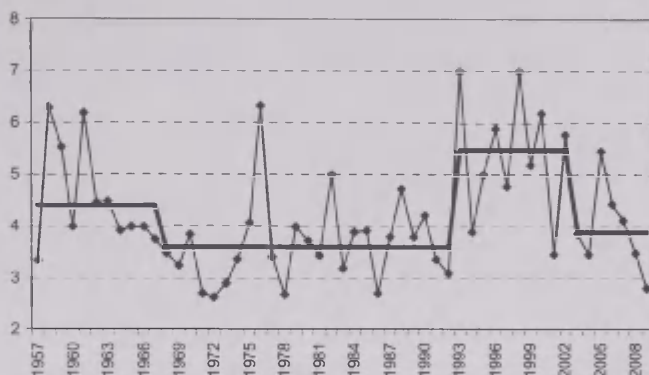
Selliseid probleeme on vältitud STARS meetodis. Ent ka sellel meetodil on omad eripärad. Lõikelõigu pikkuse 10 aastat puhul ei leia STARS meetod tavaliselt aegrea algusest (esimesel neljal aastal) ühtegi nihet. Seevastu neljal viimasel aastal on nihe tavaline. Meetodi välja töötanud S.N. Rodionov ja tema kaastöötajad (Rodionov, Overland, 2005) peavad seda meetodi üheks tugevuseks, mis võimaldab uuritava protsessi osas ennustusi teha. Ent tegelikult on keeruline vahet teha, milline nendest aegrea lõpus olevatest muutustest on sisuline ja annab märku protsesside edasisest kulgemisest ja milline lihtsalt statistiline müra. Seetõttu on käesolevas töös aegridade viimasel neljal aastal ilmnenuid režiiminihkeid ignoreeritud.

Omapärane on veel see, et STARS meetod on saju- ja kuivaperioodide aegridades eristanud lisaks positiivseid murdeaastatele ka negatiivseid pole eristanud mitte ainult positiivseid murdeaastaid vaid ka negatiivseid. Näiteks on suvel sademete summa (PREC) aga ka indekse R20mm ja R95p puhul negatiivseks murdeaastaks 1992. See tähendab, et vaatlusperioodi lõpuosas, alates 1992. aastast, oli suviste sademete keskmine hulk väiksem kui vahepealsel suuremate sademetega perioodil (1978–1991).

Muutused sademenappuses on perioodil 1957–2009 vähemärgatavad, mistõttu ka murdeaastaid õnnestus kindlaks teha vaid üksikjuhtudel. Sarnaselt ekstreemsete sademete indeksitele näitavad ka põuasuse indeksid kolme homogeensustesti järgi mõningaid positiivseid nihkeid. See tähendab, et vaadeldaval perioodil on sademenappus mõnede indeksite alusel oluliselt tõusnud. Silma paistavad muutused sügisel, mil 1993. aastal on mitme indeksi (XCDD, DSMEA0, PDD) väärtused tõusnud. Talvel on EDD indeksite väärtus teinud läbi nihke 1983. aastal. Suvel ja kevadel ei näidanud kolm homogeensustesti põuasuse näitajates olulisi nihkeid.

STARS meetodiga tuleb välja mõnevõrra mitmekesisem muutuste muster. Siin on sademenappuse suurenemise ja ka vähenemise perioode. Ka STARS meetod leiab, et sügisel on 1993. aastast põuasus suurenenud. STARS meetodi tulemustel võib 1993. aastat interpreteerida, kui 1960ndate lõpus alanud „põuavaesete sügiste“ perioodi lõppu

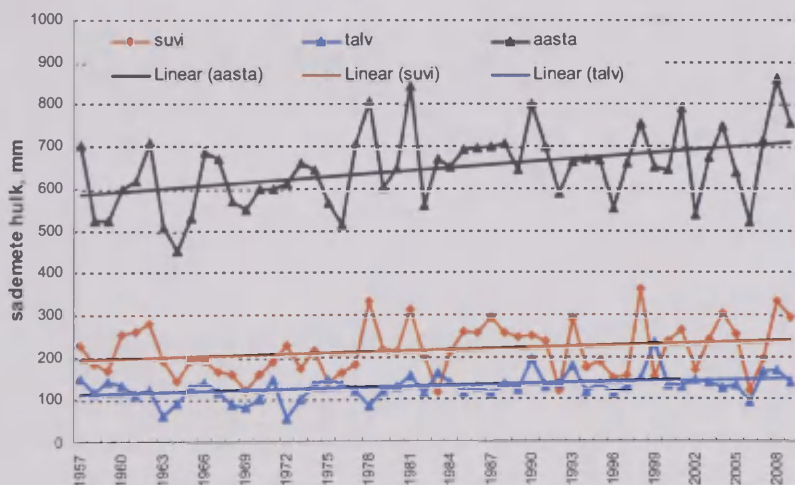
või ka põuaste sügistega kümnendi algust (joonis 16). Talvel, aga eriti suvel on mõnede indeksite järgi olnud sademetevaesem periood 1968–1977. Keskmise PDD järgi on aimatav, et 20. sajandi viimasel kümnendil on põuasus suvel taas tõusnud.



**Joon. 16.** Muutused maksimaalse DSMEA0 indeksi aegreas. Jämeda joonega on märgitud STARS meetodil eristatud perioodide keskmised väärtused.

**Fig. 16.** Changes in time series of maximum DSMEA0. Solid line indicates mean values of the periods determined by the STARS method.

Täpsemalt on muutusi ekstreemsete sademete näitajates perioodil 1957–2009 hinnatud regressioonianalüüsi ja Mann-Kendalli testi abil. Enamikus jaamadest on aastane sademete hulk sellel perioodil tõusnud (joonis 17). See avaldub ka suve ja talve sademete suurenemistendentsis. Sademete suurenemistendents on olnud tugevam Kirde-Eestis ja nõrgem rannikul.



**Joon. 17.** 51 jaama keskmine aastane, suvine ja talvine sademete hulk ja nende muutuse lineaarsed trendid.

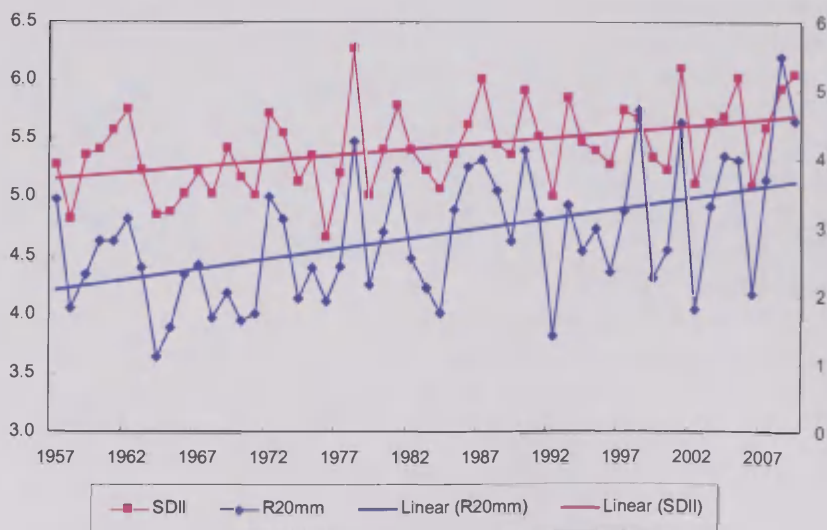
**Fig. 17.** Annual, summer and winter precipitation averaged by 51 stations and their linear trends.



Üksikute karakteristikute jaamade kaupa keskmistatud väärtuste ja maksimaalsete väärtuste muutused lineaarse trendi järgi 53 aasta jooksul on esitatud tabelites 1 ja 2. Statistiliselt olulised trendid on määratud Mann-Kendalli testi abil ning märgitud jämedas kirjas. Ekstreemsete sademete näitajad on valdavalt suurenenud, st äärmiselt tugevaid sadusid on hakanud rohkem ja võimsamalt esinema, välja arvatud kevadel. Samas aga sademetenappuse indekseid puhul pole statistiliselt olulist muutust näha.

Ekstreemsete sademete aastaste indekseid seas ei esinenud ainult CWD puhul trendi. Enamikel näitajatest on aga kasvutendents ilmne, kusjuures aastatevahelised võnkumised on erinevatel ekstreemsete sademete indeksitel üsna sünkroonsed (joonised 18 ja 19). Talve indeksitel esinevad trendid enamvähem samamoodi enamikul juhtudel nagu aastastelgi indeksitel. Suvel esineb statistiliselt olulisi trende EWD, SDII, R10mm ja R95p puhul, sügisel aga R20mm, RX1day, R95p ja R99p korral.

Iseloomustamaks sademete äärmusi kõige üldisemal kujul on liidetud ekstreemselt kuivade päevade (EDD) ja ekstreemselt märgade päevade (EWD) suhtelised arvud. Aastane ekstreemsete päevade arv (EDD+EWD) on kasvanud statistiliselt olulisel määral (MK statistik 5,9) ehk lausa kolmekordistunud (joonis 19). Reeglina domineerivad ühtedel aastatel ekstreemselt kuivad päevad ja teistel ekstreemselt märgad päevad. Perioodil 1957–1977 domineerisid kuivapäevad, 1978–1989 aga märjapäevad. Eriti palju märjapäevi oli aastatel 1978 ja 1987. Alates 20. sajandi lõpust on kuivapäevade arv kasvanud. 2002. aasta augustis-septembris oli keskmiselt kümme ekstreemselt kuiva päeva.



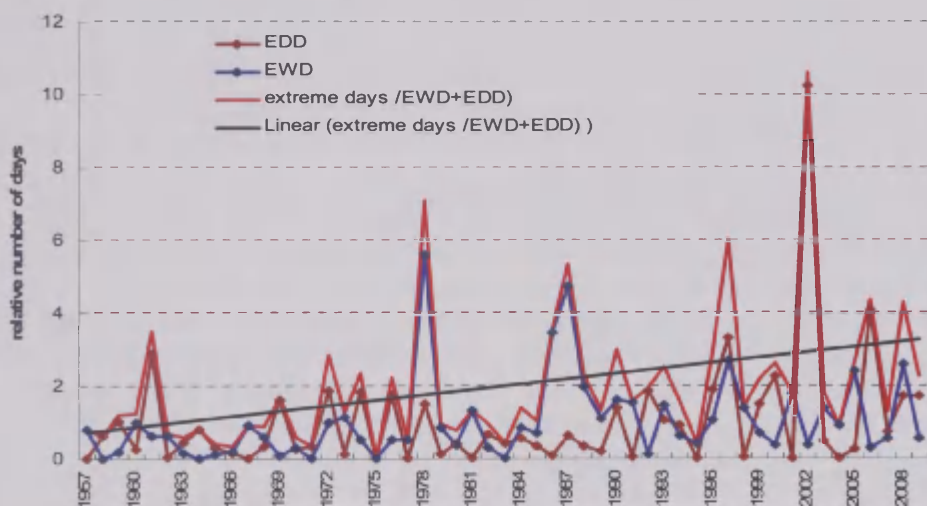
**Joon. 18.** Aastase lihtsa ööpäevase intensiivsuse indeksi (SDII) ja väga tugevate sademetega ( $R > 20$  mm) päevade (R20mm) arvu aegread ning lineaarsed trendid.

**Fig. 18.** Time series of the annual simple daily intensity index (SDII) and of the annual number of days with  $R > 20$  mm (R20mm) and their linear trends.

## 7. Arutelu ja kokkuvõte

Kasutades 51 jaama ööpäevaseid sademete andmeid perioodil 1957–2009 on arvutatud ekstreemselt kuivade ja ekstreemselt märgade päevade arvud Eestis ning hulgaliselt teisi ekstreemsete saju- ja kuivaperioodide indekseid. On uuritud nende territoriaalset ja sesoonset jaotust ning pikaajalisi muutusi. Tehti kindlaks, et ekstreemseid sademeid esineb kõige rohkem suurema keskmise sademete hulgaga aladel. Siin on eelkõige mõeldud Mandri-Eesti lääneosas paiknevat põhja-lõunasuunalist rannikuga enamvähem paralleelset sademetevööndit, kus sajab maha suur osa merelt maismaale kanduvast niiskusest, aga ka kõrgustikke.

Ekstreemsete märjapäevade (EWD) arv on keskmiselt kõige suurem Kagu-Eestis ja Põhja-Eestis, väiksem aga saartel ja mujal Ida-Eestis. Mõnede teiste maksimaalsete sademete näitajate (SDII, R10mm) suurimad keskmised väärtused on aga saadud kindlalt Lääne-Eesti sademetevööndist. Võrreldes R10mm ja R20mm keskmisi väärtusi Eestis ja Leedus (Rimkus *et al.*, 2011) nähtub, et Leedus on suurte sademetega päevad arv suurem, eriti just sademeterohkes lääneosas.



**Joon. 19.** Ekstreemselt kuivade (EDD) ja ekstreemselt märgade päevade (EWD) suhteline arv aastas, nende arv kokku (EDD+EWD) ja selle lineaarne trend.

**Fig. 19.** Annual relative numbers of extreme dry (EDD) and extreme wet days (EWD), number of extreme days in total (EDD+EWD) and its linear trend.

Üksikute erakordselt tugevate vihmade ja suurte sajuhulkade ruumiline jaotus on aga väga juhuslik. Üksikud maksimaalsed sademete väärtused, mis on toodud tabelis 1, ei ole sugugi esinenud nendes jaamades, kus aasta keskmine sademete hulk on suur.

Ekstreemseid märjapäevi esineb ainult suvel ja sügisel maksimumiga juulis ja augustis. See on täiesti loomulik, sest siis on aasta palavaim aeg, kui konvektsoonivoolude areng on soodustatud. Siis on ka paduvihmade osakaal suurim.

Oluline on märkida, et rannikul on ekstreemsademetes esinemise maksimum nihkunud rohkem sügise poole. See seletub asjaoluga, et meri on sügisel suhteliselt soojemaks aluspinnaks, soodustades õhu tõusu ja sademete teket.

Ekstreemselt kuivade päevade (EDD) arv jaguneb aastaringselt ühtlasemalt ja on kahe maksimumiga: mais-juunis ja augustis-septembris. Nende vahele jäävas juulis on ekstreemselt kuivi päevi esinenud mitu korda vähem. Siinjuures tuleb arvestada, et igale ekstreemselt kuivale päevale eelneb 19 sajuta päeva. Seega augusti maksimum kirjeldab osaliselt ka juuli teise poole pööda, samas on aga juuli miinimum seotud pöödade vähesusega juba juuni teisest poolest alates. Niisugust pöuasuse kahetipulist jaotust on raske seletada. Tavaliselt esineb sellisel korral kaks erinevat tegurit, mis neid maksimume põhjustavad. Meie arvates on antud juhul tegemist ka pöuasuse regionaalsete erinevustega. Kuivapäevade arvu maksimum mais ja juunis on tõenäoliselt seotud Lääne-Eesti rannikupiirkondadega, kus suve esimesel poolel on jaheda merepinna kaudsel mõjul sageli pikki sademete-vaeseid perioode, samas kui kohalikud konvektiivsed sademed annavad niiskust Mandri-Eesti siseosades. Juuli teises pooles ja augustis esineb pöuaperioode aga peamiselt idapoolsemas Eestis, mis on seotud ulatuslike kõrgrõhkkondade domineerimisega Ida-Euroopa lausmaal.

Ekstreemselt kuivade perioodide indeksite keskmiste väärtuste territoriaalne jaotus Eestis on samuti kooskõlas aastase sademete summa keskmise jaotusega. Suurimad kuivuse näitajad esinevad läänerrannikul. Ekstreemselt kuivade päevade (EDD) keskmine arv on kõige kõrgem Rohukülas. Teised väga pöuased kohad paiknevad samuti loode- ja lääne rannikul: Vihterpalu, Virtsu, Kihnu, Vilsandi. Ka põhjaranniku jaamades (Kunda, Oandu) on EDD väärtused kõrged. Siin on arvata-vasti kevad-suvise jaheda mere mõju otsustav pöuasuse kujunemisel.

Ekstreemsete saju- ja kuivaperioodide näitajate aegride analüüsi on tehtud kahel viisil – homogeensuse testidega, sealhulgas Rodionovi testiga on kindlaks tehtud hüppelised muutused aegreas ja Mann-Kendalli testiga järkjärgulised muutused ehk trendid. Hüppelised muutused üksikutel murdeaastatel on meie arvates põhjustatud looduslikest sademeterežiimi kõikumistest, st sajuperioodide ja kuivaperioodide vaheldumisest. Vaatlusperioodi sisse jäi üks selgelt avaldunud sademeterikaste aastate periood 1977–1991. Erinevad homogeensuse testid näitavad alates 1977. aastast sademete hüppelist kasvu ja alates 1992. aastast suviste sademete kahanemist. Samast 1992. aastast on hüppeliselt tõusnud mõnede pöuasuse indeksite väärtus.

Trendianalüüs näitas, et uuritava perioodi 1957–2009 jooksul on ekstreemselt suurte sademete näitajatel olemas selge tõusutendents. See tähendab, et aja jooksul on hakanud tugevaid vihmasadusid olema sagedamini ja need on muutunud võimsamaks. Selline trend on olnud täheldatav ka naaberriikides (Avotniece *et al.*, 2010; Rimkus *et al.*, 2011; Bogdanova *et al.*, 2010). Ekstreemsete sademete indeksite aastastel väärtusel puudub trend üksnes CWD puhul, talve väärtustel on aga kõikidel indeksitel statistiliselt oluline trend. See muutus langeb kokku talviste sademete üldise suurenemise tendentsiga Eestis (Jaagus, 2006). Kevade ekstreemsete sademete indeksitel pole aga toimunud mingit olulist muutust. Suvel ja sügisel on trend usaldusväärne üksnes osadel indeksitel. Tugevama trendiga torkavad suvel



silma EWD, SDII, R10mm ja R95p, sügisel aga R20day, RX1day, R95p ja R99p. Statistiliselt oluline trend puudub järgmistel indeksitel: suvel CWD ja RX5day ning sügisel EWD, CWD ja R10 mm.

Sademetenappus pole aga uuritava perioodil Eestis muutunud. Jaamade keskmisena ei leitud mitte üheski aegreas statistiliselt olulist trendi  $p < 0,05$  usaldusnivool. Võttes kokku ekstreemselt märgade ja ekstreemselt kuivade päevade arvud saab järeldada, et Eesti sademeterežiimi ekstreemsus on vaatlusperioodil oluliselt kasvanud.

## Tänuavaldused

Käesolev töö on tehtud Eesti Teadusfondi grantid nr. 7510 ja 7526 ning sihtfinantseeritava teema SF0180049s09 rahalisel toel.

## Kirjandus

- Achberger, C., Chen, D., 2006. Trend of extreme precipitation in Sweden and Norway during 1964–2004. Research Report C72, Earth Science Centre, Gothenburg University.
- Alexandersson, H., 1986. A homogeneity test applied to precipitation data. *J. Climatol.*, 6, 661–675.
- Alexandersson, H., 2002. Temperature and precipitation in Sweden 1860–2001. SMHI Meteorologi, 104.
- Alpert, P., Ben-Gai, T., Baharad, A., Benjamini, Y., Yekutieli, D., Colacino, M., Diodato, L., Ramis, C., Homar, V., Romero, R., Michaelides, S., Manes, A., 2002. The paradoxical increase of Mediterranean extreme daily rainfall in spite of decrease in total values. *Geophys. Res. Lett.*, 29, doi:10.1029/2001GL013554.
- Avotniece, Z., Rodinov, V., Lizuma, L., Briede, A., Kļaviņš, M., 2010. Trends in the frequency of extreme climate events in Latvia. *Baltica*, 23, 135–148.
- BACC Author Team, 2008. Assessment of climate change for the Baltic Sea basin. Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg.
- Balling, R.C., Goodrich, G.B., 2010. Increasing drought in the American Southwest? A continental perspective using a spatial analytical evaluation of recent trends. *Physical Geography*, 31, 293–306.
- Bogdanova, E.G., Gavrilova, S.Yu., Il'in, B.M., 2010. Variation in the number of days with heavy precipitation on the territory of Russia for the period of 1936–2000. *Russian Meteorol. Hydrol.*, 35, 344–348.
- Buishand, T.A., 1982. Some methods for testing the homogeneity of rainfall data. *J. Hydrol.*, 58, 11–27.
- Dai, A., Trenberth, K.E., Qian, T., 2004. A global data set of Palmer Drought Severity Index for 1870–2002: relationship with soil moisture and effects of surface warming. *J. Hydrometeorol.*, 5, 1117–1130.
- Førland, E.J., 2000. Trends in precipitation intensity in Norway and the Nordic region during the 20<sup>th</sup> century. ECAC2000: 3<sup>rd</sup> European Conference on Applied Climatology, 16–20 October 2000, Pisa, Italy. ISBN 88-900502-0-9.
- Frei, C., Schär, C., 2001. Detection probability of trends in rare events: Theory and application to heavy precipitation in the Alpine region. *J. Climate*, 14, 1568–1584.



- Frich, P., Alexander, L.V., Della-Marta, P., Gleason, B., Haylock, M., Klein Tank, A.M.G., Peterson, T., 2002. Observed coherent changes in climatic extremes during the second half of the twentieth century. *Clim. Res.*, 19, 193–212.
- Groisman, P.Ya., Knight, R.W., Easterling, D.R., Karl, T.R., Hegerl, G.C., Razuvaev, V.N., 2005. Trends in intense precipitation in the climate record. *J. Climate*, 18, 1326–1350.
- Groisman, P.Ya., Sherstyukov, B.G., Razuvaev, V.N., Knight, R.W., Enloe, J.G., Stroumentova, N.S., Whitfield, P.H., Førland, E., Hannsen-Bauer, I., Tuomenvirta, H., Alexandersson, H., Mescherskaya, A.V., Karl, T.R., 2007. Potential forest fire danger over Northern Eurasia: Changes during the 20th century. *Global and Planetary Change*, 56, 371–386.
- Haylock, M.R., Goodess, C.M., 2004. Interannual variability of European extreme winter rainfall and links with large-scale circulation. *Int. J. Climatol.*, 24, 759–776.
- Heino, R., Brázdil, R., Førland, E.J., Tuomenvirta, H., Alexandersson, H., Beninston, M., Pfister, C., Rebetez, M., Rosenhagen, G., Rösner, S., Wibig, J., 1999. Progress in study of climatic extremes in Northern and Central Europe. *Climatic Change*, 42, 151–181.
- IPCC, 2007. *Climate change 2007: the physical science basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change.* (Eds. S. Solomon, D. Qin, M. Manning, Z. Chen, M. Marquis, K.B. Averyt, M. Tignor, H.L. Miller). Cambridge University Press, Cambridge, New York.
- Jaagus, J., 1992. Periodicity of precipitation in Estonia. *Estonia. Man and Nature.* (Eds. T. Kaare et al.). Estonian Geographical Society, Tallinn, 43–53.
- Jaagus, J., 1996. Climatic trends in Estonia during the period of instrumental observations and climate change scenarios. *Estonia in the system of the global climate change.* Institute of Ecology. Publication, 4, (Ed. J.-M. Punning), 35–48.
- Jaagus, J., 2006. Climatic changes in Estonia during the second half of the 20<sup>th</sup> century in relationship with changes in large-scale atmospheric circulation. *Theor. Appl. Climatol.*, 83, 77–88.
- Jaagus, J., Briede, A., Rimkus, E., Remm, K., 2010. Precipitation pattern in the Baltic countries under the influence of large-scale atmospheric circulation and local landscape factors. *Int. J. Climatol.*, 30, 705–720.
- Jaagus, J., Tarand, A., 1988. Sademete territoriaalne jaotus Eestis. *Eesti Geograafia Seltsi aastaraamat*, 24, 5–16.
- Karl, R.T., Knight, R.W., 1998. Secular trends of precipitation amount, frequency, and intensity in the USA. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 79, 231–241.
- Keevallik, S., 2003. Changes in spring weather conditions and atmospheric circulation in Estonia (1955–95). *Int. J. Climatol.*, 23, 263–270.
- Keevallik, S., Post, P., Tuulik, J., 1999. European circulation patterns and meteorological situation in Estonia. *Theor. Appl. Climatol.*, 63, 117–127.
- Kiktev, D., Sexton, D.M.H., Alexander, L., Folland, C., 2003. Comparison of modelled and observed trends in indices of daily climate extremes. *J. Climate*, 16, 3560–3571.
- Kivi, K., 1998. Ohtlikud ilmanähtused. EMHI, Tallinn.
- Klein Tank, A.M.G., Können, G.P., 2003. Trends in indices of daily temperature and precipitation extremes in Europe 1946–99. *J. Climate*, 16, 3665–3680.
- Kont, A., Jaagus, J., Aunap, R., 2003. Climate change scenarios and the effect of sea-level rise for Estonia. *Global and Planetary Change*, 36, 1–15.
- Lupikasza, E., 2010. Spatial and temporal variability of extreme precipitation in Poland in the period 1951–2006. *Int. J. Climatol.*, 30, 991–1007.

- Merilain, M., Post, P., 2006. Suvised ekstreemsajud – kas ainult viimaste aastate fenomen? *Publ. Geophys. Univ. Tartuensis*, 50, 144–153.
- Moberg, A., Jones, P.D., 2005. Trends in indices for extremes in daily temperature and precipitation in central and western Europe, 1901–99. *Int. J. Climatol.*, 25, 1149–1171.
- Mätlik, O., Post, P., 2008. Synoptic weather types that have caused heavy precipitation in Estonia in the period 1961–2005. *Estonian Journal of Engineering*, 14, 195–208.
- Osborn, T.J., Hulme, M., Jones, P.D., Basnett, T.A., 2000. Observed trends in the daily intensity of United Kingdom precipitation. *Int. J. Climatol.*, 20, 347–364.
- Overland, J.E., Rodionov, S., Minobe, S., Bond, N., 2008. North Pacific regime shifts: definitions, issue and recent transitions. *Progress in Oceanography*, 77, 92–102.
- Pettitt, A.N., 1979. A non-parametric approach to the change-point problem. *Appl. Statist.*, 28, 126–135.
- Podstawczyńska, A., 2007. Okresy suche i wilgotne w Łodzi w XX wieku (Kuivad ja märjad perioodid Łódzis XX sajandil). *Acta Universitatis Lodziensis, Folia Geographica Physica*, 8, 9–25.
- Rimkus, E., Kažys, J., Bukantis, A., Krotovas, A., 2011. Temporal variation of extreme precipitation events in Lithuania. *Oceanologia*, 53, 259–277.
- Rodionov, S.N., 2004. A sequential algorithm for testing climate regime shifts. *Geophys. Res. Lett.*, 31, L09204, doi: 10.1029/2004GL019448.
- Rodionov, S.N., 2006. The use of prewhitening in climate regime shift detection. *Geophys. Res. Lett.*, 31, L12707, doi: 10.1029/2006GL025904.
- Rodionov, S.N., Overland, J.E., 2005. Application of a sequential regime shift detection method to the Bering Sea ecosystem. *ICES Journal of Marine Science.*, 62, 328–332.
- Schmidli, J., Frei, C., 2005. Trends of heavy precipitation and wet and dry spells in Switzerland during the 20<sup>th</sup> century. *Int. J. Climatol.*, 25, 753–771.
- Sen Roy, S., Balling, R.C., 2004. Trends in extreme daily rainfall indices in India. *Int. J. Climatol.*, 24, 457–466.
- Sepp, M., 2011. Režiiminihkest Läänemere regiooni atmosfääri tsirkulatsioonis. *Publ. Inst. Geogr. Univ. Tartuensis*, 109, 76–94.
- Stone, D.A., Weaver, A.J., Zwiers, F.W., 2000. Trends in Canadian precipitation intensity. *Atmos.-Ocean*, 38, 321–347.
- Tammets, T., 2007. Distribution of extreme wet and dry days in Estonia in last 50 years. *Proc. Estonian Acad. Sci. Eng.*, 13, 252–259.
- Tammets, T., 2010. Estimation of extreme wet and dry days through moving totals in precipitation time series and some possibilities for their consideration in agrometeorological studies. *Agronomy Research*, 8, 433–438.
- Valiukas, D., 2011. Sausringi laikotarpiai Vilniuje 1891–2010 m (Kuivad perioodid Vilniuses 1891–2010). *Geografija*, 47(1), 9–18.
- Wibig, J., 2008. Variability of weather extremes in Poland in the period 1951–2006. Sigro Rodriguez J, Brunet India M, Aguilar Anfrons E (eds) *Cambio climático regional y sus impactos. Publicaciones de la Asociación Española de Climatología*, A6, 469–479.
- Wibig, J., 2009. Variability of daily precipitation totals in Poland (1951–2000). *Geographia Polonica*, 82, 21–32.
- Zhang, X., Hogg, W.D., Mekis, E., 2001. Spatial and temporal characteristics of heavy precipitation events in Canada. *J. Climate*, 14, 1923–1936.
- Zolina, O., Simmer, C., Kapala, A., Gulev, S., 2005. On the robustness of the estimates of centennial-scale variability in heavy precipitation from station data over Europe. *Geophys. Res. Lett.*, 32, L14707, doi:10.1029/2005GL023231.

- Zolina, O., Simmer, C., Kapala, A., Bachner, S., Gulev, S., Maechel, H., 2008. Seasonally dependent changes of precipitation extremes over Germany since 1950 from a very dense observational network. *J. Geophys. Res.*, 113, D06110, doi:10.1029/2007JD008393.
- Zolina, O., Simmer, C., Belyaev, K., Kapala, A., Gulev, S., 2009. Improving estimates of heavy and extreme precipitation using daily records from European rain gauges. *J. Hydrometeorol.*, 10, 701–716.
- Zou, X.K., Zhai, P.M., Zhang, Q., 2005. Variations in droughts over China: 1951–2003. *Geophys. Res. Lett.*, 32, L04707, doi:10.1029/2004GL021853.

## **Periods of extreme precipitation and extreme dryness in Estonia**

Tiina Tammets

Estonian Meteorological and Hydrological Institute

Jaak Jaagus, Mait Sepp

University of Tartu, Department of Geography

### **Summary**

Daily precipitation totals at 51 stations over Estonia during 1957–2009 are used for the calculation of different indices of extreme precipitation and extreme dryness. The indices are calculated for seasons and years. The method of moving precipitation totals is applied for determining extremely wet and extremely dry days. A day is considered as an extremely wet day (EWD) when the mean daily precipitation amount before it is equal or more than 10 mm during consecutive ten days. An extremely dry day (EDD) is defined when no precipitation was recorded during 20 consecutive days before this day. In addition, the following indices were used for the description of extremely wet conditions: SDII – the simple daily intensity index (annual total precipitation divided by the number of days with  $R \geq 1$  mm, mm/wet day), CWD – the maximum number of consecutive wet days  $R \geq 1$  mm (days), R10mm – the number of heavy precipitation days  $R \geq 10$  mm (days), R20mm – the number of heavy precipitation days  $R \geq 20$  mm (days), RX1day – the highest 1-day precipitation amount, RX5day – the highest 5-day precipitation amount, R95p – days with  $RR > 95$ th percentile daily amount ( $R \geq 1$  mm), R99p – days with  $RR > 99$ th percentile daily amount ( $R \geq 1$  mm). Five indices were used for dry conditions: CDD1 – the maximum number of consecutive dry days  $R < 1$  mm, XCDD – the maximum number of consecutive dry days  $R = 0$  mm, PDD – the probability of a dry day following a dry day (mean dry-day persistence), DSMEA1 – mean dry spell length with  $R < 1$  mm, DSMEA0 – mean dry spell length with  $R = 0$  mm.

Extremely wet days have occurred in Estonia only in summer and autumn (June – November) with a sharp maximum in August and July. Annual mean number of these days is higher in southeastern and northern Estonia. Lower number of EWD has been observed at the coastal stations of western Estonia and in some regions in eastern Estonia. Generally, the territorial distribution of extreme precipitation indices is nearly similar to the mean pattern of annual precipitation. However, the locations of single extremely severe heavy rainfall events are very random.

The number of extremely dry days has two maxima in its mean annual curve – in May–June and in August–September. EDD is much lower in July. We can explain this distribution with different causes of droughts in different regions. The occurrence of droughts in the coastal regions is the highest in spring and in the first half of summer related to the cold sea

surface, low convection and precipitation at that time. The most severe droughts in eastern Estonia, related to the influence of a stable anticyclone over the East-European Plain, which have mostly been observed during the second half of summer and even in the beginning of autumn.

A statistically significant increase has been detected in the annual values of extreme precipitation indices during 1957–2009. It revealed in the case of all indices in winter, partly in summer and autumn, and not at all in spring. Extreme precipitation events have become more frequent and more intense in Estonia. At the same time, no trends were detected in time series of the indices of extreme dryness. Summing up the numbers of EWD and EDD, the general extremity of precipitation regime in Estonia has increased.



## **Maksimaalse ja minimaalse sademete hulga seos vaadeldava perioodi kestusega Eesti sademete aegridade näitel 1957–2009**

Tiina Tammets

Eesti Meteoroloogia ja Hüdroloogia Instituut

### **1. Sissejuhatus**

Klimatoloogias ja meteoroloogias on tavaks esitada sademete, nii nagu paljude teiste meteoroloogiliste elementide päevaseid, kuu ja aasta summasid või keskmisi väärtusi sõltuvalt vaadeldavast konkreetsest kuust, päevast või aastast (*Guide to Climatological Practices*, 1983). Selle tingivad astronoomilistest põhjustest lähtuvad aastaegade perioodiline vaheldumine ja looduse ringkäik. Aja tükeldamine üksikuteks lõikudeks hõlbustab vaadeldava perioodi iseloomustamist pikaajalises režiimis, kuid takistab tihti konkreetse päeva, kuu või aasta keskkonna tingimuste iseloomustamist. Näiteks kui arvutada konkreetse aasta sademete summad kevadel (aprillist maini), on looduse seisukohast täiesti erinevad niiskusrežiimi tingimused aastatel, mil kevadele eelnes pikk lumerikas või sademetevaene talv – mulla veevarud ja hüdroloogiline režiim on tunduvalt erinevad. Sellepärast on mitmete keskkonnaga seotud ülesannete puhul mõistlik mitte vaadata konkreetset kuud, päeva või aastat, vaid kindla pikkusega ajalõiku, mille pikkus oleneb ülesandest. Seda saab lugeda päevades (näiteks agrometeoroloogiliste ülesannete puhul), kuudes või aastates (tihti hüdroloogiliste või sotsiaalmajanduslike analüüsides puhul). Kui suvel tekib mingi põllukultuuri kasvatamisel põud, võib see olla seotud eelneva 20–60-päevase sademetepuudusega, kui aga jõed ajavad üle kallaste või vastupidi – nende tase langeb märgatavalt, näitab see Eestis oludes pikaajalise sademeterežiimi ekstreemsusi (Reihan, Kovalenko, 2002). Kui aga mingis piirkonnas kuivavad jõed või kaevud sootuks, võib selle põhjuseks hüdroloogiliste tegurite kõrval olla aastatepikkune sademete puudus (Leedman *et al.*, 2008). Eestis oludes viimast küll praktiliselt ette ei tule.

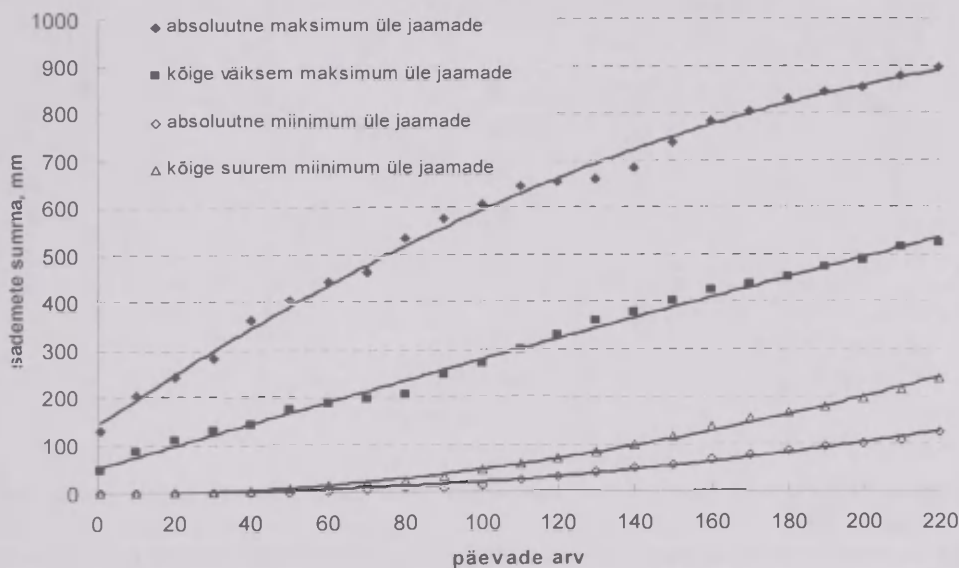
Eelpool toodust lähtuvalt võiks piirkonna muude kliimaparameetrite kõrval esitada seosed, mis näitavad sademete ekstreemseid (minimaalseid ja maksimaalseid) väärtusi pikas sademete aegreas sõltuvalt päevade, kuude või ka aastate arvust konkreetsele päevale, kuule või aastale eelnenud perioodil. Seejuures on kogu vaatlusperiood üksteisele järgnevate päevade või kuude rida, mille puhul ei tooda välja nende paiknemist aasta tsüklis. Ülesande lahendamine on väga lihtne – tuleb arvutada sademete libisev summa kuni vaadeldava päevani, kuuni või aastani nii, et päevade, kuude või aastate arv selles libisevas summas kokku varieeruks ühest

mingi praktiliselt kasutatava väärtuseni. Päevade puhul oleks selleks mõistlikuks piiriks 200–300 päeva, kuude puhul – 40–50 kuud (3–4 aastat).

## 2. Andmestik ja metoodika

Konkreetselt näiteks esitame Eesti 51 sademete mõõtejaama kokkuvõtted 1957–2009 aastate mõõtmiste alusel (vt käesoleva kogumiku artikkel Tammets, Jaagus, Sepp, 2011). Välja on toodud Eesti ilmajaamade sademete maksimaalsete summade kõige suuremad ja kõige väiksemad väärtused ning sademete minimaalsete summade kõige väiksemad ja suuremad väärtused sõltuvalt üksteisele järgnevate päevade arvust (joonis 1) või kuude ja aastate arvust (joonis 2). Vastavad graafikud on koostatud varem ka üksikute jaamade kohta (Tammets, 2010). Sellised kõverad võiksid iseloomustada kliimaatiliselt vaadeldava territooriumi sademete maksimumset varieeruvust.

Antud lähenemisviisi ei välista konkreetse perioodi täpsustamist. Kui me tahame võrrelda näiteks hiliskevadisi keskkonnatingimusi, mille on tekitanud eelnevate päevade sademeterežiim, eraldame sademete libisevatest summadest just selle kuupäeva, mille kohta tahame saada pikaajalist infot ja esitame selleks kuupäevaks kogunenud sademete summa sõltuvuses sellele tähtajale eelnenud päevade arvust. Käesolevas artiklis on näiteks toodud 1. juunile eelneva kahe kuu erineva pikkusega perioodidel esinenud sademete äärmuslikud summad Jõgeval, Kuusikul ja Ristnas (joonis 3).

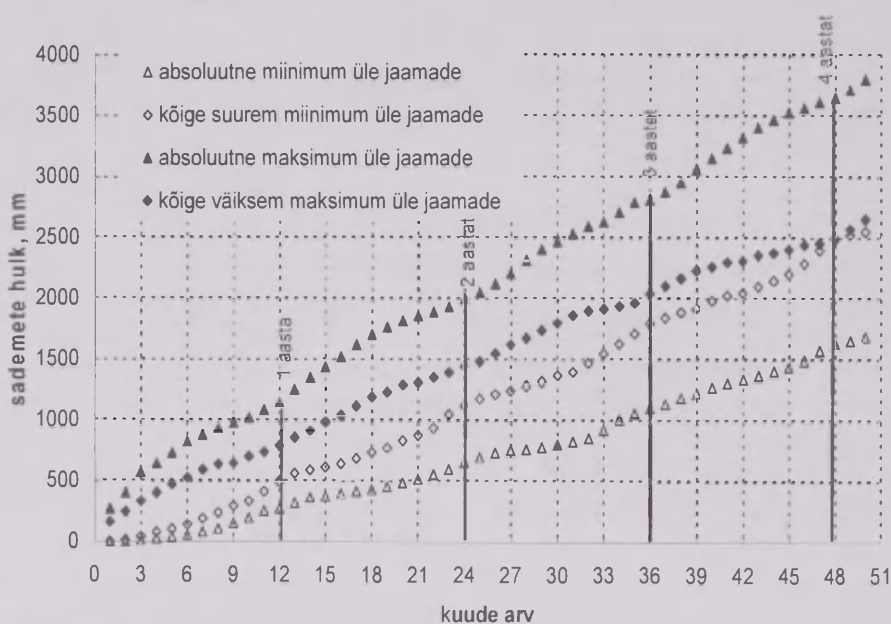


**Joon.1.** Ekstreemsed sademete summad Eestis 1957–2009 sõltuvalt päevade arvust vaadeldavas perioodis.

**Fig. 1.** Extreme totals of precipitation at Estonian meteorological stations in 1957–2009, depending on the number of days in the observed period.

### 3. Äärmuslikud sademete summad Eestis sõltuvalt perioodi pikkusest

Aastate 1957–2009 puhul 51 Eesti meteoroloogiajaama kõige suurema maksimaalse sademete summa ja kõige väiksema maksimaalse sademete summa vahe kasvab koos päevade arvu kasvuga vaadeldavas perioodis (joonis 1). Lühikeste ajavahemike puhul on summad küllalt juhuslikud. Suhteline erinevus väheneb üldiselt päevade arvu kasvuga – on muutlik kuni 80–90 päevaste perioodide puhul ja hakkab perioodi pikkuse suurenedes kahanema, saavutades kõike pikemate perioodide puhul väärtuse 1,8–1,7. Absoluutselt oli kõige suurem erinevus ühepäevastel ja 80-päevaste perioodide sademete summal. Kõige suuremate ja kõige väiksemate sademete summade maksimumide vahe absoluutväärtused eri pikkusega intervallidel on tunduvalt suuremad kui vastavate miinimumide vahe absoluutväärtused. Meteoroloogiajaamade minimaalsete sademete summade kõige suuremate ja väiksemate väärtuste vahed suurenevad kiiresti päevade arvu kasvuga, nende suhtelised erinevused aga vähenevad ja on 100 päevast pikemate perioodide puhul stabiilselt 1,9–2,0, st. pikemaajalise sademetenappuse puhul erinevad jaamade sademete hulgad üksteisest keskmiselt kaks korda.



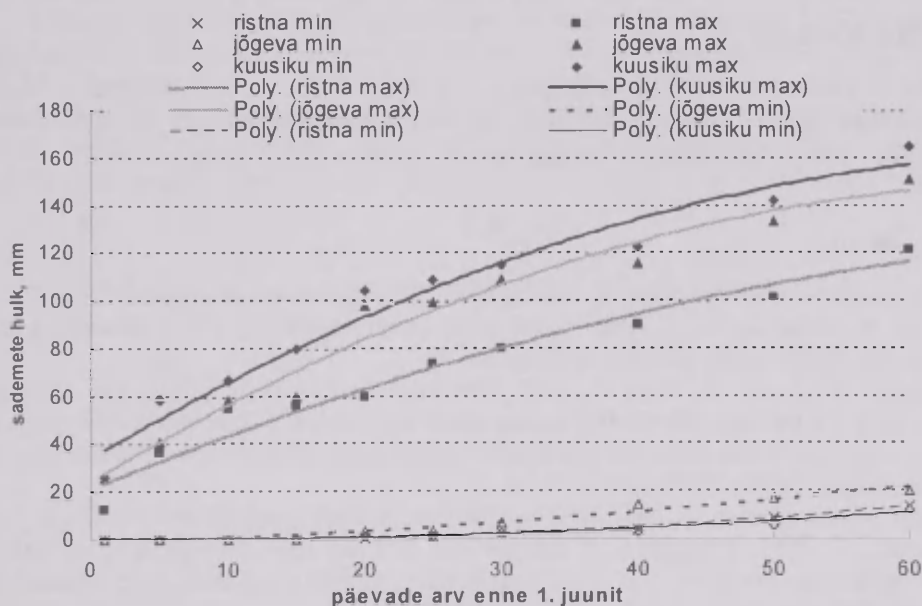
**Joon. 2.** Ekstreemsed sademete summad Eestis 1957–2009 sõltuvalt kuude arvust vaadeldavas perioodis.

**Fig. 2.** Extreme precipitation totals in Estonia during 1957–2009, depending on the number of months in the observed period.

Analüüsides ekstreemseid sademete summasid sõltuvalt kuude arvust vaadeldavas perioodis, võib märgata nii kõige suuremate kui kõige väiksemate sademete maksimumide, samuti ka kõige väiksemate ja kõige suuremate sademete miinimumide

12-kuu ehk aastase perioodiga võnkumisi (joonis 2). Kuude arvu kasvades erinevused kasvavad. Kõige väiksemad maksimaalsed sademete summad ja kõige suuremad minimaalsete sademete summad jaamades võrdsustuvad nelja aasta pikkuste intervallide juures.

Agrometeoroloogilistel eesmärkidel on tihti vaja hinnata sademeterežiimi vastavust taimede nõudlustele mingi kindla perioodi jooksul, mis on otsustav nende taimede arengule, kasvule ja lõppkokkuvõttes saagile. Eesti tingimustes võib näiteks juuli-augusti alguse pööd olla põhjuseks suurtele kartulipõllu saagikadudele, aprilli-mai sademeteliigi aga on negatiivses korrelatsioonis saagiga (Kadaja, Saue, 2011). Traditsiooniliselt sademeterežiimi kirjeldavad sademete kuu- või dekaadi-summad ei ole aga küllalt täpsed sademeterežiimi statistiliseks kirjeldamiseks. Esitatud meetodil saame sademeterežiimi kirjeldada täpsemalt. Selleks eraldame sademete libisevatest summadest just need päevad, mille kohta tahame saada pikaajalist infot. Alljärgnevalt on toodud näide sademete hulga võimalikest väärtustest aastatel 1957–2009 1. juunile eelnenud perioodil, mille maksimaalseks pikkuseks on 60 päeva (joonis 3). Graafikul on esitatud Jõgeva, Kuusiku ja Ristna meteoroloogia-jaamades 1. juuniks kogunenud maksimaalne ja minimaalne sademete hulk sõltuvalt päevade arvust sellele tähtajale eelnenud ajalõikudel.



**Joon. 3.** Sademete summade äärmuslike väärtuste sõltuvus 1. juunile eelneva perioodi pikkusest Jõgeval, Kuusikul ja Ristnas 1957–2009 aastate andmete alusel.

**Fig. 3.** Dependence of the extreme precipitation totals on 1 June on the length of the previous period in Jõgeva, Kuusiku and Ristna during 1957–2009.

Nagu järeldub jooniselt 3, on 1. juunile eelneva pikima, kuuekümnepäevase ajavahemiku puhul Kuusikul mõõdetud nii kõige väiksemat kui ka kõige suuremat



sademetete hulka. Maksimaalne sademetete hulk on erineva pikkusega perioodide puhul Kuusikul alati kõige suurem ja Ristnas kõige väiksem. Toodud graafikult järeldub, et kõige väiksem on põuaohut Jõgeval – selle jaama minimaalne sademetete summa on erineva pikkusega perioodide puhul alati suurem kui Ristnas ja Kuusikul

#### **4. Arutlus ja kokkuvõte**

Artiklis esitatud ekstreemsete sademetete libisevate summade meetod võiks olla täiendavaks võimaluseks territooriumi sademeterežiimi kirjeldamisel, lähtuvalt keskkonnaseisundi hindamise vajadustest, samuti ka erinevate piirkondade sademeterežiimi võrdlemisel. Piirkonnaks võiks olla näiteks jõgede valgalad, kuid samuti ka suure territoriaalse varieeruvusega sademeterežiimi alad, milleks Eesti kahtlemata ka on. Saadud seosed võimaldavad praktiliselt hinnata veeressursse, millest oleneb mitmete objektide majanduslik edukus – tootmispõllud, hüdroenergeetilised rajatised jt. Andmete aluseks on pikaajalised sademeteread, kusjuures sademetete libisevate summade äärmusväärtuste tõenäosust on võimalik statistiliselt ka hinnata. Vastavaid seoseid võiks esitada ka analüütiliselt, lähendades neid teoreetiliste funktsioonidega.

#### **Tänuavaldused**

Autor avaldab tänu käesoleva kogumiku koostajale, prof. Jaak Jaagusele toetuse eest, mida ta on osutanud esitatud meetodi väljatöötamisel ja publitseerimisel. Käesolev töö on tehtud Eesti Teadusfondi grantid nr. 7510 rahalisel toel.

#### **Kirjandus**

- Guide to Climatological Practices, 1983 WMO – No.100 Geneva – Switzerland, 1983.
- Kadaja, J., Saue, T., 2011. Ilmastikuressursid kartuli kasvatuseks kliimamuutuste tingimustes. *Agronoomia* 2010/2011, Saku, 87–94.
- Leedman, A., Bruce, S., Sims, J., 2008 The Australian national agricultural monitoring system – a national climate risk management application. *Management of Natural and Environmental Resources for Sustainable Agricultural Development. Proceedings of a Workshop. WMO/TD No.1428*, 66–76.
- Reihan, A., Kovalenko, O., 2002. Jõgede hüdroloogia. *Eesti keskkonnaseire* 2001, 83–84.
- Tammets, T. 2010. Estimation of extreme wet and dry days through moving totals in precipitation time series and some possibilities for their consideration in agrometeorological studies. *Agronomy Research*, 8, 433–438.
- Tammets, T., Jaagus J., Sepp M., 2011. Ekstreemsed saju- ja kuivaperioodid Eestis. *Publ. Inst. Geogr. Univ. Tartuensis*, 109, 23–50.

## **Extreme precipitation totals in dependence on the length of the period indicated by the Estonian time series in 1957–2009**

Tiina Tammets

Estonian Meteorological and Hydrological Institute

### **Summary**

Values of extreme wet and extreme dry conditions for a day or month depend on the observed agrometeorological, hydrological or socio-economical object. Thus a wet or a dry day is a day with too much or too little precipitation up to this day in a specified time period for a specific object. Therefore we estimate graphs with the y-axis showing maximum and minimum of the moving total of precipitation in Estonia depending on the number of days (or months or years) in the calculated period, showed on the x-axis (Figure 1 and 2). Thus, the maximum curves on the daily graph (Figure 1) show the highest and lowest maximum totals of precipitations at Estonian meteorological stations in dependence of the number of days. Correspondingly, the minimum curves show the lowest and highest minimum totals of precipitation at the stations. The graphs have been calculated over time series at 51 Estonian meteorological stations in 1957–2010 and would be one of the precipitation regime characteristics for Estonia. Difference between the daily maxima of precipitation at different Estonian stations is much greater than that between the daily minima. For short time periods, the spatial distribution of precipitation, especially of weak precipitation is quite occasional. Similar graphs have been built also for month totals (Fig. 2). Extreme precipitation totals for a year and more should be one of the essential factors of the water balance in the region.

To show the extreme precipitation totals up to some specific time, for example for 1 June, this date has been separated from the moving totals and the precipitation values in different time intervals up to this date have been estimated on Figure 3.

## Tartu õhutemperatuuri tolerantis ja kliima muutlikkus

Olavi Kärner

Tartu Observatoorium

### 1. Sissejuhatus

Traditsiooniline kliimakäsitus ei pööra erilist tähelepanu kliima kvantitatiivse määramise tähtsusele. Meil kasutatav kliima definitsioon (EE, 1989) *Kliima on mingi paiga paljuaastane ilmade laad ja rütm; pidevalt muutuv atmosfääri seisund, mis avaldub paikkonna ilmastikus ja on vaadeldav pikema ajavahemiku (aastakümnete) ilmade statistikana* on oma olemuselt vaid kvalitatiivne. Selleks, et määrata praegu oletatava (IPCC, 2007) globaalse soojenemise ulatus, ei piisa kvalitatiivsest kliimakäsitlusest. See nõuab teatud kvantitatiivset täpsustust kvalitatiivse definitsiooni lisaks iga paiga kliima kirjeldamisel. Sellise täpsustuse konstrueerimisele ongi käesolev kirjatükk pühendatud.

Sõnapaar *ilmade statistika* on kliima uurimise mõttes samaväärne terminiga meteoroloogiliste *aegridade analüüs*, sest ilmasid iseloomustatakse meteoroloogiliste suuruste abil ja kliima kujunemisel mängib olulist osa ilmade muutumise järjekord. Aegridade peamine iseärasus ongi rea liikmete omavaheline sõltuvus (nt Anderson, 1971). See eraldab nende analüüsi traditsioonilisest statistikast, mis on rajatud üksteisest sõltumatute juhuslike suuruste käsitlusele. Kliima vaatlemist ilmade režiimina on pikemalt käsitlenud Ants Raik (1961; 1964). Tema ajal kasutada olevad statistilised meetodid ei olnud piisavad, et avada ilmade vahelise sõltuvuse tähendust ja teha sellest kliima jaoks sobivad järeldused.

Millist infot on aeg-riidast tarvis ammutada? Üldisemalt öeldes kirjeldavad kliimat keskmise, varieeruvuse, jaotuse ja ekstreemumite statistilised näitajad (Jaagus, 2010). Aegridade analüüs sõltub oluliselt sellest, kas ridu saab lugeda statsionaarseteks või mitte. Statistikute traditsiooniline kliimakäsitus toetub statsionaarsuse eeldusele. Neil on kliima mitmedimensionaalne kliimasüsteemi olekute tõenäosusjaotus (North, Cahalan, 1981). See annab võimaluse arvutada jaotuse momente (st keskmine, dispersioon jne) eeldades olekute sõltumatust üksteisest. Kui statsionaarsus peaks kehtima, siis see viib vaatlustest arvutatud momentide koondumisele, kui vaatlusperiood kasvab. Seega võib öelda, et momentid (ja ka jaotus) iseloomustavad seda kliimat, mida nad kirjeldavad. Jaagus (2010) esitatud näitajatest jäävad küll temperatuuri ekstreemumid igavesti satsist sõltuvateks, sest temperatuuri jaotuse määramispiirkond on tundmatu. Aga ekstreemumid on lühiaegsed erandlikud olukorrad, mis sisuliselt iseloomustavad otseselt ilmasid, kliimat kaudselt. *Laad ja rütm* sisaldab aga vihjet teatud seaduspärasusele, mitte erandile. Siin ja edaspidi loetakse loomulikuks, et pidevalt muutuv atmosfääri seisund peab olema iseloomustatud mingite suhteliselt püsivate

suuruste abil selleks, et õigustada üldisema termini, (antud paiga) kliima, kasutuselevõttu. Meil on juba pidevalt muutuv ilm, pole erilist mõtet defineerida kliimat, kui tema muutlikkust ei suudeta ilmade omast eristada.

Kui rida osutub mittestatsionaarseks, siis momentide abil kliima kui protsessi iseloomustamiseni asi ei ulatu. Iga vaatlusperioodi jaoks saab küll momendid arvutada, aga need jäävad perioodist sõltuvaks, seega kirjeldavad vaid konkreetset perioodi. Et viiteid mittestatsionaarsusele on piisavalt selgunud kliimaga seotud aeg-ridade analüüsist (Bryson, 1997), siis väide, et kliima on alati muutuv, kõlab sageli (Hansen *et al.*, 1994; Ghil, 2002).

Samas püütakse teha täpsustusi võimalike muutuste põhjuse alusel. Kliima iseloomustamisel kasutatakse viimasel ajal paralleelselt kaht terminit (IPCC, 2007) – kliima muutlikkus ja kliima muutus. ÜRO kliimamuutuse raamlepe teeb näiliselt lihtsalt arusaadava vahe: kliimamuutus on see, mille põhjustab inimtegevuse tagajärjel toimunud atmosfääri koostise muutus; kliima muutlikkus aga omistatakse looduslikel põhjustel toimunud muutustele. Selline eristamine on tingitud inimekkelise globaalse soojenemise (AGW) teooria (IPCC, 2007) jõulisest levitamisest. Levikule vaatamata ei saa AGW teooriat kuigi tõsiselt võtta, kui tuleb tegeleda õhutemperatuuri aegridade analüüsiga. Ja seda mitmel põhjusel.

AGW teooria väidab, et CO<sub>2</sub> kasv atmosfääris muudab süsteemi aluspinda-atmosfäär kiirgusbilanssi (IPCC, 2007). Kuid lihtsast võrdlusest on näha, et CO<sub>2</sub> kontsentratsiooni päevase kasvu efekt süsteemi kiirgusbilansile on palju väiksem kui päikesekiirguse päevaste muutude standardhälve. Ülemaailmse kasvahoonegaaside andmekeskuse võrguleht ([gaw.kishou.go.jp/wdcgg.html](http://gaw.kishou.go.jp/wdcgg.html)) teatab, et CO<sub>2</sub> kontsentratsioon Maa atmosfääris kasvab pea konstantse kiirusega 1,6 ppm/aastas. IPCC (2007) ennustab, et kontsentratsiooni kahekordistuse, st 320–640 ppm-le (miljondikule), otsene mõju lahkuva soojuskiirguse voo tihedusele on 4 W/m<sup>2</sup>. Eeldades, et selline kasvukiirus säilib, võtab kontsentratsiooni kahekordistamine aega umbes 200 aastat. Siis kontsentratsiooni keskmise päevase juurdekasvu kiirguslik efekt tuleb umbes  $4/(200 \times 365) \approx 0,000055$  W/m<sup>2</sup>. Päikesekiirguse voo tihedus atmosfääri ülapiril kõigub juhuslikult väikeses ulatuses. Kõikumise päevase muudu standardhälbe neljandik kõigub kolme päikesekiirguse rea ([ftp.pmodwrc.ch/pub/data/](http://ftp.pmodwrc.ch/pub/data/), [www.acrim.com](http://www.acrim.com) ja [remotesensing.oma.be/solarconstant](http://remotesensing.oma.be/solarconstant)) andmetel vahemikus 0,045 kuni 0,06 W/m<sup>2</sup>. See tähendab, päikesekiirguse päevase muudu kõikumise standardhälbe mõju kiirgusbilansile on ligi 1000 korda suurem kui CO<sub>2</sub> kontsentratsiooni päevase kasvu mõju. See tähendab, et päikesekiirguse voo tiheduse kõikumised varjutavad CO<sub>2</sub> juurdekasvu mõju.

IPCC rõhutab CO<sub>2</sub> kasvu akumul eeruvat mõju, aga selline ei toimi kliimasüsteemis, kus iga häiritus kutsub kohe esile vastasmõjud, mis realiseeruvad tagasisides. Siin väidab IPCC positiivse tagasiside valitsemist rõhutades veeauru positiivset tagasisidet atmosfääris (Hartmann, 1994). Kuid auru staadium on vaid üks etapp vee ringkäigust looduses. Selle positiivse tagasiside mõju ei kesta pikalt, sest kondenseerumine ja sademed lõhuvad tema saavutused. Kuna tagasiside ahelate mõju looduses ei saa eraldada, siis tuleb nende kogumõju hinnata lihtsate mudelite (Lindzen *et al.*, 2001) või statistiliste meetoditega (Douglass *et al.*, 2004;



Kärner, 2007), mis hindavad kliimasüsteemi reaktsiooni. Kõik siin märgitud tööd järeldavad negatiivse tagasiside valitsemist. Selline tulemus on loomulik, sest kliima on viimaste sajandite jooksul kõikunud suhteliselt vähe, mis näitab, et kõik süsteemis tekkinud häiritused ka aja jooksul siluti (Rial *et al.*, 2004).

Otsustav puudujääk AGW teoorias on see, et ta teeb oma järeldused kliimamudelite alusel. Mudelite praegune tase on liiga algeline (Essex, 2009) ega luba neid kasutada kliimasüsteemi arengu ennustamiseks. Seega neid ei saa ka usaldada kliima muutuse ja muutlikkuse vahelise erinevuse leidmiseks.

Ka andmeanalüüsi meetodid ei suuda ÜRO leppe poolt defineeritud erinevust avastada. Tuleb piirduda üheainsa muutlikkuse mõistega ja uurida selle ulatust. Siin analüüsitakse õhutemperatuuri aeg-ridu, mis on pikemad kui 100 aastat, eesmärgiga otsida mingi püsiv näitaja, mis iseloomustaks antud paiga õhutemperatuuri muutlikkuse ulatust selle aja jooksul. Positiivse vastuse korral saab püsiva omaduse seostada paiga kliima definitsiooniga kvantitatiivse täpsustuse kujul. Koos kliima definitsiooni täpsustamisega peaks tulema selgemalt esile ka kliima muutlikkuse mõiste tähendus. Vastupidiselt traditsioonilisele ettekujutusele ei saa seda teha statistiliste momentide abil, sest nende hinnangud osutuvad satsist sõltuvateks. Seega momendid soodustavad arvamust, et kliima on kogu aeg muutuv. Aga juhusliku suuruse jaotuse iseloomustamiseks on ka teisi võimalusi.

Aegrea muutlikkuse uurimisel on oluline teada saada rea liikmete vaheline sõltuvus. Lokaalsete temperatuuriridade korral pole see ühtlane üle pika juurdekasvude sammu, vaid näitab ilmselt mittestatsionaarset muutlikkust lühikeses ja ligikaudu statsionaarset muutlikkust pikemas (üle ühe kuu) mastaabis (Lovejoy, Schertzer, 1986; Kärner, 2005). See omadus viib ca kahe kuu pikkuse intervalli kasutamiseni mudelleeritavates päevastes aegridades selleks, et lahti saada tugeva lühiajalise mittestatsionaarsuse mõjust pika-ajalise muutlikkuse kirjeldamisel. Et saada mudelleerimiseks ühtlasema dispersiooniga rida, vaadeldakse hälbeid keskmisest aastasest käigust. Hälvete muutlikkuse kirjeldamiseks sobib autoregressiooni ja integreeritud liikuva keskmistamise (ARIMA) mudelite pere üks esindaja ja tema sobitamise skeem on detailselt antud Boxi ja Jenkinsi (1970) poolt. Selline mudel sobib nii temperatuuri kui ka atmosfääri ülapiirile langeva päiksekiirguse voo tiheduse pika-ajalise muutlikkuse kirjeldamiseks (Kärner, 2007; 2009).

Siin näitame, kuidas see mudel lubab ehitada statistilise tolerantsi rajad, millede vahele mahub umbes 95% antud paiga õhutemperatuuri vaatlustulemusi viimase 140 aasta jooksul. Sobiv mudel on mittestatsionaarne, mis viitab sellele, et seda on ka algrida. Seega on kliima iseloomustamiseks vaja leida mudeli abil mingi püsiv suurus, mis sobiks temperatuurihälvete rea pikaajalise muutlikkuse kirjeldamiseks. Järgnevalt tehakse see temperatuuritolerantsi kujul, mis hõlmab ca 95% vaadeldud temperatuuri andmetest. See on statistika alusel sobitatud õhutemperatuuri *lubatud* hälve aastasest käigust. Tolerants seatakse mudeli statsionaarse komponendi standardhälbe abil. See tegevus viib kliima ja tema muutlikkuse mõistete statistilise täpsustuseni. Kliimat iseloomustab tolerants ja selle piiresse jääv ilmade sagedus. Kliima muutlikkuse saab seostada ilmadega, mis viivad õhutemperatuuri hälbed tolerantsi piiridest välja. Et kliima mastaap (paarkümmend aastat) on ilmade omast

palju pikem, siis kliima muutlikkust ei tohi segi ajada ilmade muutlikkusega, kuigi nii kliima kui tema muutlikkus avaldub ilmade kaudu. Aga kliima jaoks tuleb ilmadest tulenevaid omadusi vaadelda vähemalt paarikümneaastaste intervallide kaupa.

Käesolev kirjutis üritab vastavat struktuuri selgitada Tartu õhutemperatuuri aegridade analüüsi ja sobitatud tolerantsi abil.

## **2. Ülevaade algandmetest**

Tartu Ülikooli Meteoroloogia Observatooriumis said 2. detsembril 1865 alguse järjekindlad ilmavaatlused (TÜIO, 1919). Need vaatlusread on olnud aluseks mitmele Tartu ja Eesti kliima kohta käivale tööle. Esimene ulatuslikum on TÜIO (1919), mis esitab kokkuvõtte esimese 50 aasta vaatlustulemuste analüüsist. Õhutemperatuuri osas antakse andmed aasta, kuu ja isegi päeva keskmiste kohta. Lisaks veel maksimum- ja miinimumtemperatuurid ning suve- ja külmapäevade arv aastate kaupa. Tänapäevaste uurimuste seisukohast on huvitavamad vihkis esitatud temperatuuri sagedusjaotused, mis esitatud kuude kaupa.

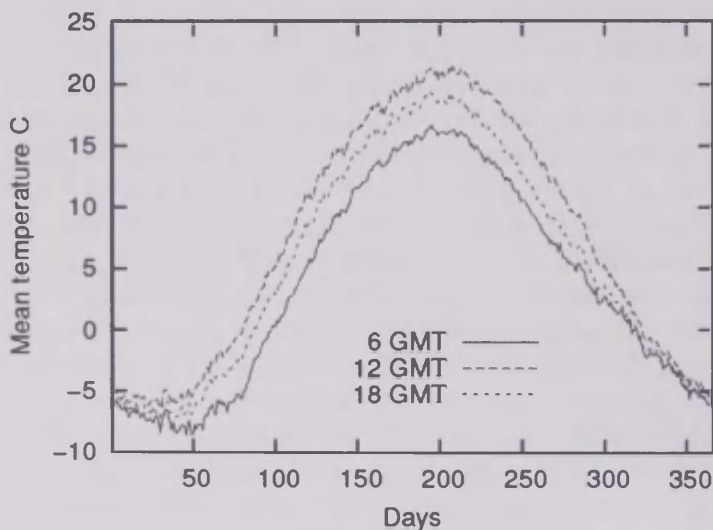
Kirde (1939) lisas veel 20 aasta andmed ja sai Tartu aasta keskmiseks õhutemperatuuriks 4,65°C. Samas lähendas ta aasta keskmiste temperatuurihälvete jaotuse normaaljaotusega, mille keskmine on null ja standardhälve 0,96 °C. Pärast sõda on vaatlusjaamad viidud Tartust välja. 1950. aastal alustas tööd ka Hüdro-meteoroloogia Teenistuse jaam Ülenurmes. Ülenurme vaatlusandmed ajavahemikul 1951–1996 esindavad Eesti Meteoroloogia ja Hüdroloogia Instituudi (EMHI) interpretatsioonis Tartu temperatuuri. Koos astronoomiaobservatooriumi valmimisega Tõraveres sai samale territooriumile koha ka aktinomeetria jaam, kus 1965. aasta sügisel algas ka regulaarne õhutemperatuuri registreerimine. EMHI nimetab Tõravere jaama andmeid alates 1997. aastast Tartu temperatuurideks. Siin analüüsitud reas on ka vahemiku 1997–2005 andmed pärit Ülenurmest.

Teineteisest 20 km kaugusel asuvate Ülenurme ja Tõravere jaamade andmed on veidi nihkes. Kivi (1990) leidis, et aastatel 1955–1989 oli Tõravere temperatuur keskmiselt 0,2 °C võrra kõrgem kui Ülenurmes. Kuude lõikes on veidi suurem erinevus talvel ja suvel. Sügisel ja kevadel on temperatuurid väga lähedased. Sits ja Post (2006) ning Sits (2007) on lisanud võrdlusandmed ka ajavahemikust 1999–2004. Kahe kuu, aprilli ja juuli, jaoks on nad esitanud kuu keskmised erinevused kaheksal kellaajal kahe jooksva aasta jaoks. Käesoleva töö jaoks on oluline, et isegi kuu keskmine erinevus võib mõnel kellaajal ulatuda üle poole kraadi. See tähendab, et üksikvaatluste erinevus võib mõnel ajahetkel olla palju suurem.

Siin vaatluse all olevad tähtajaliste vaatluste read vahemikust 1865–1996 on andnud Jaak Jaagus (TÜ) ja 1997–2005 read nii Tõravere kui Ülenurme kohta Piia Post (TÜ). Selliselt saadud reas on üks tühik 1944. aastal 61 päeva, kui II Maailmasõja rindejoon Emajõel takistas ilmavaatlusi. Pika rea mudelleerimiseks on see täidetud 7 aastat nihkes oleva, aga sama ajalõigu reaga. Eraldi perioodidele enne ja pärast sõda on mudelid sama meetodika alusel sobitatud varem (Kärner, 2007). Esimene periood hõlmab vaatlused linna piirides aastatel 1865–1941, kuid

mitmes eri paigas. Selle perioodi kohta on kogu ulatuses saadavad andmed Greenwichi aja (GMT) järgi kella 6 ja 12 kohta. Kolmas vaatlusaeg on muutunud olles vahel 20, aga enamus aega 18. Neljanda vaatluse rida öösel kell 0 on liiga pikkade tühikutega ja see on pika rea analüüsist välja jäetud. Sõjajärgsest perioodist on kasutatud sama kolme kellaaja read, algul linnast, edasi Ülenurmest 1951–2005. Ülenurme ja Tõravere temperatuuride erinevuste mõju sobitatud mudelitele on vaadeldud artikli lõpus.

Oluliseks aluseks temperatuuri muutlikkuse kirjeldamisel on õhutemperatuuri keskmine aastane käik. See lubab muutlikkust eri perioodidel hinnata hálvetest selle suhtes. Tartu ööpäeva keskmise temperatuuri aastase käigu sobitas juba TÕIO (1919) 50 aasta vaatluste alusel. Tulemus sai puhta siinuslainega võrreldes veidi lõmmis, nii et täpsema lähenduse andis nelja harmooniku kasutamine. Kirde (1939) tegi sama töö 20 aastat pikema rea jaoks ja piirdus kolme harmoonikuga. Need arvutused on tehtud ööpäeva keskmise temperatuuri jaoks. Seda suurust ei saa otseselt mõõta, see tuleb leida tähtajalisi vaatlusi kasutades. Tartu linnas on vaadeldud ka tunniajase sagedusega (aastatel 1896–1900). Teistel aegadel kuni II Maailmasõjani kõikus vaatluste arv 3 ja 8 vahel. Neist andmetest lähendati temperatuuri sile ööpäevane käik, mille alusel leiti vastav keskmine (TÕIO, 1919).



**Joon. 1.** Tartu õhutemperatuuri aastane käik keskmistatud päevade kaupa ajavahemikul 1865–2005.

**Fig. 1.** Mean annual cycle of air temperature at Tartu during 1865–2005, averaged over calendar days.

Siin on arvutatud keskmine aastane käik päevade kaupa, kaasa arvatud 29. veebruari jaoks üle liigaastate. See on esitatud kolme kella-aja jaoks joonisel 1. Õhtuse vaatluse aegade erinevuse mõju pole püütud kaotada. Tolerantsi tähenduse



kontrolliks on kasulik arvutada sile kõver, et ka iga suvalise temperatuuri korral oleks võimalik arvutada hälve, mida tolerantsiga võrrelda. Siin on ka neli harmoonikut kasutuses ja saadud lähendus avaldub kujul:

$$Z(t) = A_0 + A_i \sum_{i=1}^4 \cos(it\pi/183 + \phi_i). \quad (1)$$

Siin  $t = 1; 2; \dots; 366$  on päevades ja kordajate  $A_i$  ning faaside  $\phi_i$  suurused on näha tabelist 1. Nelja harmooniku kasutamine annab lähenduse, kus maksimaalne hälve keskmisest aastastest käigust on ca  $1^\circ\text{C}$  mõne päeva jaoks. Suuremat kokkulangevust pole mõtet taga ajada, sest 140 aasta keskmine aastane käik ise pole sile (vt joonis 1). Tänu mittestatsionaarsele soojendamisele päikese poolt on ka reaktsioon (temperatuuri rida) mittestatsionaarne. Seega ei saa loota, et aastate jooksul keskmine aastane käik koonduks siledaks kõveraks. Ta jääb ikka kõikumateatud piirides.

**Tabel 1.** Kordajate ja faaside väärtused valemis (1).

**Table 1.** Values of the coefficients and phases in Eq (1).

Kella-aeg (GMT)	$A_0$	$A_1$	$A_2$	$A_3$	$A_4$
6	3,548	-11,596	1,383	0,216	-0,335
12	7,259	-13,504	0,299	0,369	-0,220
8	5,563	-12,718	0,913	0,254	-0,298
Kella-aeg		$\phi_1$	$\phi_2$	$\phi_3$	$\phi_4$
6		-0,371	0,424	0,400	1,161
12		-0,292	0,796	0,030	1,261
8		-0,289	0,470	0,564	1,076

Ööpäeva keskmistest arvutatud aastane käik ei ühti loomulikult standardvaatluste käiguga ühegi kella-aja järgi. Aga ühe võrdluse saab teha. Aasta keskmine  $A_0$  TÜIO (1919) järgi oli 4,55 kraadi, Kirde (1939) järgi aga 4,65  $^\circ\text{C}$  ning sinne meie kolme aja keskmine annab 5,456  $^\circ\text{C}$ . Seega öise temperatuuri arvestamata jätmine annab keskmise ca 1 kraadi jagu soojema.

Tartus ja selle lähimas ümbruses viimase 200 aasta jooksul mõõdetud õhutemperatuuri andmeid on võrrelnud Kärner ja Meitern (2006). Tulemus näitab, et vaid kahe aasta keskmised erinevad enam kui kaks standardhälvet Kirde (1939) töös saadud keskmisest ehk jäävad vahemikust  $4,65 \pm 1,92$  välja. Seega osutub Kirde (1939) hinnatud jaotus sobivaks kõigi ajavahemikust 1807 kuni 2004 Tartu kohta mõõdetud aasta keskmiste hajuvuse kirjeldamiseks. Sellega Kirde (1939) praktiliselt esitas Tartu ja selle lähima ümbruse jaoks tolerantsi hinnangu aasta keskmise õhutemperatuuri jaoks. Praktikaks on see väheülevaatlik, sest aasta



keskmisi ei hakka keegi pruukima, kui tahetakse temperatuuri muutlikkuse ulatust hinnata. Selleks tuleb uurida tähtajalisi vaatlusi.

Et ööpäeva keskmise lähendamise tulemus sõltub sellest, mitme vaatluse alusel see tehakse ja kui sümmeetriliselt vaatlusajad temperatuuri päevase käigu rajal asetsevad, siis on keskmise kasutamine pikaajalise muutlikkuse hindamisel seotud suurema ebamäärasusega, kui sama töö tegemine tähtajaliste vaatluste alusel. Kliima kvantitatiivseks kirjeldamiseks on huvitav hinnata vahemiku ulatust, milles temperatuur (suure) enamuse ajast püsib. Nimetame seda lokaalse õhutemperatuuri tolerantiks. Selle hindamiseks pole ööpäeva keskmise kasutamine vajalik, sest praktiline inimene seda ei arvesta. Tal on mugavam, kui ta saab oma järelduse teha tähtajaliste vaatluste alusel. Mõistliku tolerantsi eksisteerimist toetavad eelnevad aastakeskmiste võrdlused ja ka mitmed muud uurimused. Nt Zheng ja Basher (1998) leidsid, et temperatuuriridades on küll palju trende võimalik leida, kuid nad vahetavad küllalt sageli suunda ja neid ei saa käsitleda ühe pideva soojenemisena.

### 3. Pika-ajalise muutlikkuse mudel

Statistiline alus tolerantsi määramiseks on leitav temperatuuri pika-ajalise muutlikkuse seaduspärasusest. Selle saab, kui sobitada statistiline mudel hälvete ridadele. Hälbed on arvutatud temperatuuri keskmise aastase käigu suhtes. Kolm rida on vaatluse all, vastavalt GMT 6, 12 ja 18 vaatlustele. Ridade pikkus on umbes 140 aastat (2. detsember 1865 kuni 31. detsember 2005), kokku 51164 päeva.

Et temperatuuri juurdekasvu muutlikkuse iseloom muutub, kui juurdekasvu samm saab pikemaks kui paar nädalat (Lovejoy, Schertzer, 1986; Kärner, 2005), siis on kasulik pikaajalise muutlikkuse mudelleerimisel kasutada pikemat aja-intervalli, kui päevaste ridade korral oleks kättesaadav. Et pika sammu korral jääks päevastes ridades osa infot üle, siis on kasulik jaotada algrida osaridadeks üle valitud sammu ning mudelleerida iga osarida eraldi. See võimaldab kasutada rea kogu infot. Samuti lubab see hinnata osaridade erinevuste mõju saadava mudeli kordajale.

Temperatuurianomaalia rida  $X(t)$ , kus  $t = 1, 2, 3, \dots, n$  saab jagada  $\tau$  juurdekasvude (muutude) osareaks  $j = 1, 2, \dots, \tau$  järgmiselt:

$$x_{\tau,j}(t) = X[(t+1)\tau + j] - X[t\tau + j] \quad (2)$$

Siin  $\tau$  on muudu samm ja  $t = 1, 2, \dots, [n/\tau] - 1 = n_I$ , kus  $[a]$  tähistab  $a$  täisosa.

Päiksekiirguse ja temperatuuri ridade võrdlev mudelleerimine on näidanud, et sobiv sammu pikkus osaridadeks jaotamiseks on 56 päeva. Sellise intervalli jooksul on lühiajaline tugev mittestatsionaarsus piisavalt nõrgenenud, mis soodustab lihtsa lineaarse mudeli kasutamist.

Mudeli valiku, hindamise ja diagnostilise kontrolli selgitamine jääb siin vahele, sest need on teoreetiliselt hästi tuntud (Box, Jenkins, 1970) ja näidanud oma sobivust õhutemperatuuri ridade mudelleerimiseks (Kärner, 2007; 2009). Diagnostiliseks kontrolliks tehtud portmanteau' testi 99-protsendilisel usalduse nivool ei

läbinud ühele osareale sobitatud mudel  $3 \times 56 = 168$ -st võimalikust. Seega võib neid mudeleid tolerantsi määramiseks aluseks võtta.

Sobiv mudel on ARIMA(0,1,1):

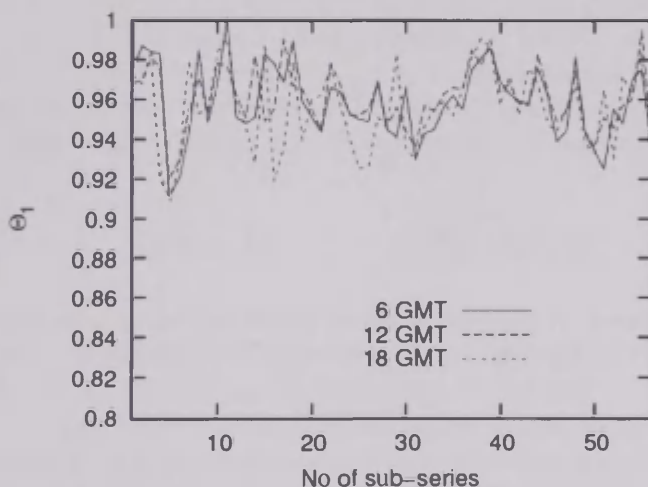
$$X(t) - X(t-1) = a(t) - \Theta_1 a(t-1) \quad (3)$$

kus  $a(t)$  on sõltumatud sama nullkeskmise ja lõpliku dispersiooniga jaotusega juhuslikud suurused ja  $\Theta_1$  on sobitatuva kordaja. Et sama mudel kehtib kõigile osaridadele, siis osarea indeks  $j$  on ära jäetud. Oluline on meeles pidada, et siit edasi vastab vahe  $t-1$ -st kuni  $t$ -ni 56 päevale, mitte ühele nagu tavaliselt päevastes ridades. Liites võrrandi (3) vasakud ja paremad pooled üle vahemiku  $-\infty, \dots, t$ -ni saame

$$X(t) = \Lambda \sum_{i=1}^{\infty} a(t-i) + a(t), \quad (4)$$

kus  $\Lambda = 1 - \Theta_1$ .

Mudel sõltub ühest kordajast. Kogu rea pika-ajalise muutlikkuse kohta saab infot kõigi 56 osarea mudelite kordajate jaotusest. See on toodud joonisel 2.



**Joon. 2.** Mudeli (0,1,1) sobitamisel saadud kordajate väärtused 56 osarea jaoks.

**Fig. 2.** Fitted values of the coefficients  $\Theta_1$  for 56 sub-series models.

Joonis näitab, et kolme kella-aja mudelite kordajad erinevad üksteisest vähe. See tuleb osaliselt sellest, et osaread koosnevad samade päevade vaatlustulemustest. Kõigi kordajate  $\Theta_{1,j}$ , kus  $j=1, \dots, 56$  väärtused mahuvad vahemikku 0,91 kuni 1,0. See õigustab keskmise mudeli (st kordajaga  $\Theta_1$ ) kasutamist muutlikkuse kirjeldamisel. Ükski osarida ei näita suuri hälbeid sellest.

#### 4. Mudeli statistiline tähendus

Edasi tuleb selgitada osaridadele sobitatud mudeli statistilist tähendust. Selgitus tugineb asjaolul, et sobitatud mudelit saab jagada kahe komponendi summaks nii, et mõlema komponendi dispersioonid on avaldatavad (Box, Jenkins, 1970). See lubab teha järgneva formaalse oletuse.

Oletame, et temperatuuri hälve mingist tasemest saab esitada jõlkumisena<sup>1</sup>

$$Y(t) = \sum_{i=0}^{\infty} u(t-i), \quad (5)$$

kus  $u(t)$  on üksteisest sõltumatu sama jaotusega (mille keskmine on null ja dispersioon lõplik  $\sigma_u^2$ ) juhuslikud impulsid, st tehniline valge müra (VM), mis tegutseb kui jõlkumise generaator. Edasi oletame, et keskkonna tase pole konstant, vaid on kirjeldatav reaga  $b(t)$ , kus  $b(t)$  on  $u(t)$ -st sõltumatu VM null keskmisega ja dispersiooniga  $\sigma_b^2$ . Sellisel juhul avaldub mudeli temperatuurihälve  $X(t)$  summana

$$X(t) = Y(t) + b(t), \quad (6)$$

Et ARIMA (0,1,1) pluss VM on uuesti ARIMA (0,1,1) (Box, Jenkins, 1970), siis annab see võimaluse leida sobitatud mudelile (4) klimatoloogia seisukohalt kasuliku rakenduse. Nimelt on võimalik leida komponentide  $b(t)$  ja  $u(t)$  dispersioonid  $\sigma_b^2$  ja  $\sigma_u^2$ , kui on teada  $\Lambda$  ja  $\sigma_a^2$ . Viimaste väärtused üle 56 osarea on saadavad mudeli (4) sobitamise tulemustest. Hajuvuse ulatuse tundmaõppimiseks on arvutatud komponentide dispersioonid iga osarea jaoks eraldi. Need saab võrranditest

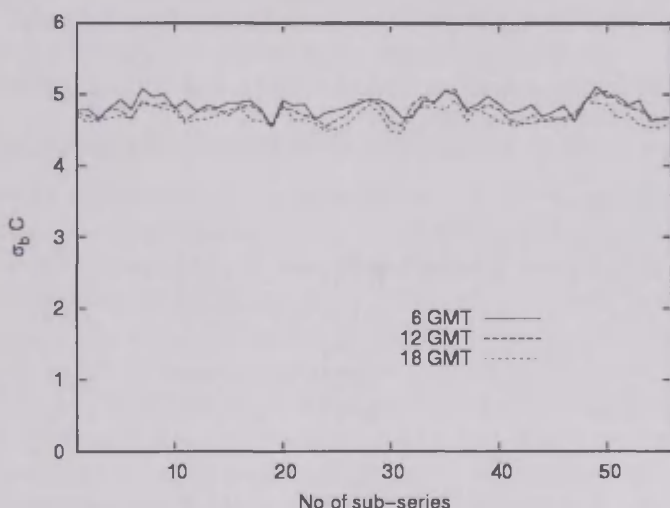
$$\sigma_b^2 = (1 - \Lambda)\sigma_a^2, \quad \sigma_u^2 = \Lambda^2\sigma_a^2. \quad (7)$$

Võrrandid (7) näitavad, et jagamise tulemus sõltub tugevalt  $\Lambda$  suuruselt. Kui see on väga väike, siis  $\sigma_b^2$  on ligikaudu sama, mis mudeli dispersioon  $\sigma_a^2$ . Seega mudeliga kirjeldatav ulatus on ligikaudselt kirjeldatav ka statsionaarse komponendi dispersiooni abil. Tulemus on kasulik kohaliku kliima iseloomustamiseks.

Kui  $\Lambda$  suureneb, siis suureneb ka mittestatsionaarse komponendi (st jõlkumise) osatähtsus. Ligikaudse pildi sellest, kui tugevalt teostatud jagamine sõltub osareast, annab standardhälbe  $\sigma_b$  jaotus üle osaridade. Standardhälbe kasutamine on kasulik, sest selle dimensioon on Celsiuse kraadides. See on toodud joonisel 3.

<sup>1</sup> Inglise keelset terminit *random walk* tõlgitakse sageli ekslemisena. See on eksitav, sest protsess ise on determineeritud, igas ajaühikus üks samm. Vaid sammu suund ja pikkus on juhuslik. Sõna jõlkumine on vähem eksitav, sest ta pole nii üldlevinud. Kasutusel astronoom Jaan Pelt'i soovitusel.

Standardhälbe sõltuvus osareast on nõrk. Kõigi kolme kella-aja jaoks saadud  $\sigma_b$  väärtused kõiguvad oma keskmise ümber suhteliselt väikese amplituudiga. See toetab formaalsel jagamisel tehtud eeldust, et keskmise mudeli seisukohalt on VM komponent  $b(t)$  ligikaudu konstantse dispersiooniga. Et mudel (4) kirjeldab pikaajalist temperatuurianomaalia muutlikkust mingis kohas, siis ta ka arvestab statistilises plaanis kõigi selle koha temperatuuri mõjutavate tegurite kogu efekti. Matemaatiliselt jaguneb mudel kaheks komponendiks, statsionaarseks ja mitte-statsionaarseks. On loogiline käsitleda statsionaarset komponenti nende mõjurite esindajana, mis on ajast sõltumatud. Püsiv  $\sigma_b$  tase joonisel 3 toetab seda mõttekäiku. Sellepärast on õige oletada, et ta kirjeldab üldiselt keskkonna omadusi, olles sõltumatu konkreetsest termomeetri asukohast selles keskkonnas. Täpsemat füüsikalist põhjendust sellise keskkonna omadustele statistiline lähendus ei anna, kuid tema mürisemise dispersioon on piisavalt täpselt määratav sobitatud mudeli parameetri  $\lambda$  alusel. Ega statistiliseks temperatuuri ulatuse hinnanguks muud vaja polegi. Jagunemine kaheks liidetavaks ongi võtmeks statsionaarse ja mittestatsionaarse komponendi osatähtsuse kvantitatiivseks analüüsiks. See võimaldab hinnata statsionaarse komponendi osatähtsust sobitatava satsi hajuvuse kirjeldamisel.



Joon. 3. Standardhälbe  $\sigma_b$  väärtused (Celsiuse kraadides) 56 osarea jaoks.

Fig. 3. Values of the standard deviation  $\sigma_b$  for 56 sub-series models.

Teine komponent  $Y(t)$ , ehk jõlkumine generaatoriga  $u(t)$ , mille keskmine on null ja dispersioon  $\sigma_u^2$ , on mitte-statsionaarne komponent. Tema mõju summaarses mudelis (4) on kogunev jõlkumise seaduspärasuse (5) alusel. Ta põhjustab summaarse mudeli mittestatsionaarsuse, mille intensiivsus on sõltuv  $\lambda$  suurusest. Komponent  $Y(t)$  on tingitud erinevate juhuslike impulsside poolt põhjustatud temperatuurimuutuste kogunemisest. Need muutused peavad olema üksteisest sõltumatud, muidu nende summa ei käituks jõlkumisena. Näiteks vaatluskoha asendi



muutus võib anda ühe sellise impulsi. Kuna praegusel juhul  $\sigma_u$  on piisavalt väike  $\sigma_b$ -ga võrreldes, siis jõlkumise amplituud suureneb aeglaselt ja praktiliselt püsivad temperatuurianomaalia hälbed enamiku ajast samas vahemikus, mille määrab  $\sigma_b$ . Seda võimalust on järgnevalt lähemalt vaadatud.

## 5. Näide $\sigma_b$ muutlikkusest

Siin vaatleme kohaliku kliima kvantitatiivse iseloomustuse võimalust aeg-reale sobitatud mudeli statsionaarse komponendi dispersiooni abil. See tee on erinev traditsioonilisest viisist ja seega sobiv vaadelda viimase täiendusena. Esialgu on tarvis uurida, kui stabiilseks osutub  $\sigma_b$  väärtus, kui mudel sobitada eri ajalõikude korral. Katseliselt on seegi võimalik vaid olemasoleva rea ulatuses. Tartu õhu-temperatuuri analüüsil on võimalik võrrelda kolme rea mudeli komponente. Esiteks on olemas pikk (140 aastat) rida, mille lõpp ühtib Ülenurme reaga, aga samuti kaks lühikest (1966–2005) rida, mis on mõõdetud vastavalt Ülenurmes ja Tõravere. Nendele sobitatud mudelitega seotud parameetrid on kogutud tabelisse 2. Pika rea korral on arvatud kolme GMT aja jaoks, lühikeste jaoks on ka öised vaatlusread täies ulatuses olemas. Siin  $\sigma_a$ ,  $\sigma_b$  ja  $\sigma_u$  näitavad 56 osarea keskmisi väärtusi. Esitatud standardhälvete dimensioon on Celsiuse kraadides.

**Tabel 2.** Temperatuurianomaaliatele sobitatud ARIMA (0,1,1) mudeli parameetrid kolme rea jaoks (standardhälbed Celsiuse kraadides).

**Table 2.** Parameter values for ARIMA (0,1,1) model fitted to three different temperature anomaly series.

Koht	Ajavahemik	GMT	$\lambda$	$\sigma_a$	$\sigma_b$	$\sigma_u$
Ülenurme	1966–2005	0	0,107	5,064	4,786	0,540
„	„	6	0,107	5,144	4,861	0,549
„	„	12	0,096	4,950	4,705	0,477
„	„	18	0,104	4,902	4,640	0,511
Tõravere	1966–2005	0	0,107	4,999	4,724	0,534
„	„	6	0,104	5,040	4,771	0,524
„	„	12	0,095	4,874	4,635	0,465
„	„	18	0,105	4,840	4,579	0,509
Tartu	1865–2005	6	0,043	4,971	4,857	0,213
„	„	12	0,041	4,870	4,770	0,199
„	„	18	0,051	4,826	4,702	0,246

Lühemate ridade mudelid on sobitatud vaid 40 aastase perioodi jaoks. Võrreldes nende parameetreid pika rea mudeli omadega ilmneb suur erinevus. Selle aluseks on keskmine aastane käik, mis 40 aasta jaoks on palju *karvasem* kui 140 aasta jaoks. Tulemuseks on hälvete rea suurem dispersioon, mille mõju on näha  $\lambda$ ,  $\sigma_a$  ja  $\sigma_u$  suuruste erinevuses. Need erinevused on siinse analüüsi jaoks kõrvalise tähtsusega.

Tabeli 2 kuuendas veerus on ridadele sobitatud mudelite VM komponentide standardhälbed  $\sigma_b$  Celsiuse kraadides. Komponentide vaatluse oluline eelis esialgse mudeliga võrreldes on see, et VM komponendi dispersioon ei muutu üleminekul lühikeselt realt pikale. Küll aga muutub osareast sõltuvus. Kui pika rea korral mahuvad 56 osarea mudelite  $\sigma_b$ -d umbes 0,5 kraadi ribasse (vt joonis 3), siis lühikeste ridade korral on ulatus kuni üks kraad. See on siiski märgatavalt vähem kui teise komponendi  $\sigma_u$  ulatus. Näide kinnitab, et see komponent kirjeldab mudeli statsionaarse osa. Selle komponendi keskmine standardhälve erineb kuni 0,1 °C nii lühikestel ridadel omavahel kui ka nende võrdluses pika reaga. See tulemus kinnitab samuti mudeli jagunemisest tulenevat väidet, et VM komponent kirjeldab keskkonna omadust. Olukord kus keskkonda kirjeldab valge müra on seletatav sellega, et temperatuuri muutusi põhjustavad paljud tegurid, millest ükski pole teistest palju tugevam, et domineerida. Kuna kahe jaama vastavad  $\sigma_b$  väärtused on praktiliselt võrdsed, siis õhutemperatuuri seisukohalt need jaamad asuvad samas (meteoroloogilises) keskkonnas. Seega Kivi (1990) ning Sitsi ja Posti (2006) leitud erinevused nende kahe paiga temperatuurides on tingitud jaamade asendi üksikasjadest, mitte keskkonnast. Standardhälvete võrdsus ei tähenda, et keskkonda kirjeldav müra peaks sünkroonne olema jaamade jaoks, ta on vaid sama dispersiooniga. Sellest aga piisab, et standardhälvet ( $\sigma_b$ ) kasutada Tartu õhutemperatuuri anomaalia kõikumiste ulatuse ligikaudseks hindamiseks.

## 6. Tartu õhutemperatuuri tolerantsi hindamine

Kliimat iseloomustav õhutemperatuuri muutlikkuse ligikaudne ulatus on võimalik määrata statsionaarse komponendi  $b(t)$  standardhälbe ( $\sigma_b$ ) abil. Selleks pole mõtet kaasa haarata 100% vaatlustest, sest mittestatsionaarse satsi piirid ei püsi aja jooksul. Siin piirdume 95 protsendiga, et tolerantsi piiridesse jääks tubli enamus vaatlustulemustest. Sisuliselt üritame kliimat kirjeldada ilmade kaudu, nagu omal ajal Ants Raik (1964). Kliima kirjeldusse ei haarata siin kogu mittestatsionaarset satsi, vaid see osa, mida kirjeldab statsionaarne komponent. See on statistiline õigustus vaid 95% statistiliselt ühtlasema alamhulga kasutamiseks. Suured hälbed esinevad väikese sagedusega ja vastavad ilmadele, mis nende muutlikkuse püsivast laadist ja rütmist kõrvale kalduvad. Siin on vaikimisi eeldatud, et teatud püsiv laad ja rütm on olemas. Praegu soovitatava meetodi rakendus saab selle eelduse kehtivust kontrollida. Kuna Tartu õhutemperatuuri hälvete jaotus on ebasümmeetriline keskmise suhtes, siis ei ole muud varianti, kui sobitada ka tolerants ebasümmeetriliselt. Paneme siin katselised piirid standardhälbe  $\sigma_b$  osades nii, et nii soojemas kui külmemas hälvete histogrammi tiivas jääks väljapoole 2,5 protsenti vaatlustulemuste koguarvust 140 aasta jooksul. Teiste sõnadega, tolerantsi rajad on (temperatuurianomaalia) variatsioonrea 2,5% ja 97,5% kvantiilid sobitatud mudeli statsionaarse komponendi standardhälbe  $\sigma_b$  osades.

Tolerantsi alumise ja ülemise raja väärtused  $\sigma_b$  osades ja Celsiuse kraadides on antud tabeli 3 kolmandas ja neljandas veerus. Nagu näha on külmem ots tublisti välja venitatud soojemaga võrreldes. Eriti selge vahe on hommikustel vaatlustel.

See tähendab, et öine jähnenemine allapoole keskmist on siin linnas märgatavalt tugevam kui päevane soojenemine ülespoole.

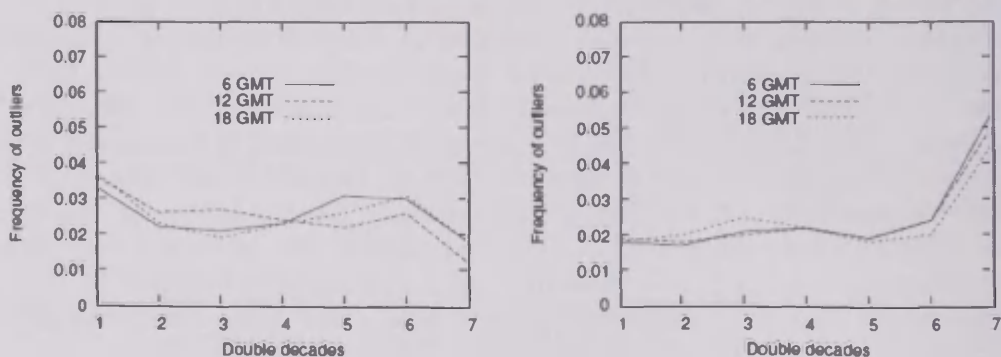
Kui arvesse võtta keskmise aastase käigu arvutustes ilmnenu karvasus ja selle sileda lähenduse (1) poolt tekitatud umbmäärasus, siis võib arvata, et ca 1 kraad võib tolerantsi piir tegelikult 2,5 protsendi rajast nihkes olla. Oluline on teada, kui palju lisandub heidikuid, kui tolerantsi piir läheb kitsamaks ühe kraadi jagu. Arvutame eraldi histogrammi mõlema tiiva jaoks. Tulemused osutuvad kellajaast vähe sõltuvaks. Külma otsa juurest tuleb kõigil juurde ca 1 protsent, st 2,5% asemel on heidikuid 3,5%. Sooja tiiva otsas on histogrammi tundlikkus 1 kraadi suhtes poole suurem: 2,5% asemel tuleb 4,9%. Need kaks arvu iseloomustavad loodud skeemi määramatust Tartu temperatuuri tolerantsi hindamisel.

**Tabel 3.** Tartu õhutemperatuuri tolerants ( $^{\circ}\text{C}$ ) kolme kella-aja suhtes.

**Table 3.** Lower and upper boundary of the air temperature anomaly tolerance at Tartu in degrees C for three daytime terms.

GMT	$A$	alumine raja	ülemine raja
6	0,043	$-2,35\sigma_b = -11,4$	$1,72\sigma_b = 8,3$
12	0,041	$-2,08\sigma_b = -9,9$	$1,89\sigma_b = 8,6$
18	0,051	$-2,18\sigma_b = -10,2$	$1,75\sigma_b = 8,2$

Tolerants on sobitatud nii, et selle piiridesse jääb 95% vastaval kella-ajal vaadeldud temperatuuridest 140-aastase perioodi jooksul. Kas sama protsent muutub, kui vaadelda sagedusi väiksemate ajalõikude jaoks? Heidikute sageduste graafikud 20-aastaste perioodide kaupa on joonisel 4. Need on arvutatud katseliselt saadud keskmise aastase käigu (mitte sileda  $Z(t)$ ) suhtes. Paarkümmend aastat on juba kliima mastaabi lähedal ja muutused heidikute arvus loodetavasti selgitavad skeemi, mille alusel siin soovitatakse kliima muutlikkust uurida.



**Joon 4.** Heidikute sagedus 20-aastaste lõikude jaoks. Vasakul külmemad kui alumine ja paremal soojemad kui ülemine tolerantsi raja.

**Fig. 4.** Frequency of outliers from the tolerance during 20-year-long time intervals showing the amount of colder (left panel) and warmer (right panel) weather events.



Joonis 4 näitab, et kuni viimase perioodini on heidikute sagedus püsinud ühtlane. Viimase 20 aasta jooksul on umbes ühe protsendi jagu vähenenud külmade päevade sagedus ja üle kahe protsendi suurenenud soojade päevade oma. Kui otste sagedused muutuvad, siis on kaks lihtsat võimalust, kas vaid otsmised sagedused muutusid või kogu histogramm nihkus soojema poole. Esimesel korral ei pea siin nägema kliima muutlikkuse signaali, sest peamine osa (üle 90%) vaatlustest jäi tolerantsi piiridesse. Kogu histogrammi nihkumise korral on ilmselt ka satsi keskmine muutunud ja muutlikkuse signaali annab nii see kui ka traditsiooniline meetod satsi momentide alusel. Metoodika tutvustamiseks peaks see näide olema piisav. Kliima kohta järelduste tegemiseks on tarvis koguda rohkem vaatlusandmeid. Antud juhul heidikute sageduste kohta järgnevatel perioodide jooksul.

## 7. Lõpetuseks

Ilma ja kliima mastaabi eristamine viib lokaalsete temperatuuri hälvete aegriidade muutlikkuse uurimisele üle ajalise sammu, pikema kui üks päev<sup>2</sup>. Õhutemperatuuri hälvete pikaajaline muutlikkus keskmise aastase käigu suhtes on hästi kirjeldatav mittestatsionaarse ARIMA (0,1,1) mudeli abil. Sama tüüpi mudel kirjeldab ka atmosfääri üläpiiril langeva päikesekiirguse voo tiheduse hälvete pika-ajalist muutlikkust. Selline olukord näitab, et Maa kliimasüsteemis ei ole viimaste aastakümnete jooksul toiminud mõjutusi, mis oleksid segi ajanud päikese poolt kliimasüsteemile peale pandud statistilise rütmi. Et päikesekiirguse voo tiheduse rida on mittestatsionaarne tänu päikese aktiivsuse muutlikkusele (Lean, 1997; Foukal *et al.*, 2006), siis on ka temperatuuri rea mittestatsionaarsus loomulik, kui reaktsioon peamisele mõjutajale.

Saadud mittestatsionaarsus kinnitab, et traditsiooniline mõtteviis, nagu oleks kliima muutujate (nt temperatuur) aegread statsionaarsed, ei ole täpne. Traditsiooniliselt seostatakse kliima kirjeldus statistiliste momentidega, mis on arvutatud mõõdetud andmesatsidest. See pole hea viis mittestatsionaarse rea jaoks, sest need ei koondunud, kui rea pikkus suureneb. Pika rea korral on raske leida püsivat omadust muutlike momentide hulgas, mida seostada paiga kliimaga. Tekib ettekujutus pidevalt muutuvast kliimast.

Aga parameetri  $\lambda$  väiksus sobitatud mudelis näitab, et hálbed statsionaarsusest pole kuigi suured. Seega on põhjust otsida õhutemperatuuri aegreas püsivat ulatust, mis võiks sobida antud paiga kliima kvantitatiivseks iseloomustamiseks võimalikult pika aja jooksul. Jaatava vastuse korral saaks kliima kulgemises leida stabiilsuse perioode, mida iseloomustada selle suuruse abil. Siin tutvustatakse iseloomustust, mis toetub sobitatud statistilise mudeli statsionaarse komponendi dispersioonile. See on konstant iga sobitatud mudeli jaoks. Tema abil on lihtne ehitada

<sup>2</sup> Siin on kasulik rõhutada, et ülipopulaarne kuu ja aasta keskmiste ridade mudelleerimine viib statistilises plaanis hoopis erineva ülesande peale, sest keskmistamisega muudetakse rea liikmete vahelise sõltuvuse iseloom.



intervalli (lokaalse õhutemperatuuri tolerantsi), mis mahutab enamuse temperatuuri anomaaliaid.

Sellega on leitud kaasaja lokaalset kliimat kvantitatiivselt iseloomustama kaks õhutemperatuuri näitajat, keskmine aastane käik ja tolerants. Pika-ajaline keskmise temperatuuri muut pole selles iseloomustuses oluline. Kliima muutlikkuse info saame uurides heidikute sageduste muutusi üle kliima mastaabile vastavate ajavahemike. Sisuliselt on nii, et kui rea kasvades jääb kehtima sama aastane käik ja mudel, siis võime öelda, et kliima pole muutunud. Mida pikema rea alusel on mudel sobitatud, seda rohkem on võimalusi hinnata kliima muutlikkust eri perioodide jooksul. Tartu õhutemperatuuri tolerantsi suhtes on linnas ja selle ümbruses igal huvilisel lihtne lugeda heidikute arvu, sest aastase käigu võib võtta siin saadud  $Z(t)$  järgi (vt võrrand 1). Jaaguse (1999) analüüsi tulemused viitavad sellele, et Tartust kaugemal tuleb leida asukohale vastav keskmine aastane käik. Andmeid koguda tuleb küll kaua, aga see on tehniliselt lihtne ülesanne, mida paljud on võimelised läbi viima. Mida peaks tegema?

1. Leidma termomeetri asukoht, mis vastab õhutemperatuuri vaatluste eeskirjadele.
2. Kirjutama regulaarselt üles näidud tolerantsi arvutusteks kasutatud kella-aegadel.
3. Arvutama hälbed keskmisest aastasest käigust ja võrdlema tolerantsi piiridega.
4. Lugema kokku korrad, kus näit läks tolerantsi piiridest välja eraldades soojemate ja külmemate heidikute juhud.

Leibniz kirjutas kunagi: *Meetod on usaldusväärne, kui ta lubab end töö käigus kontrollida ja veenduda, et tema abil saavutame me oma sihi* (vt Couturat, 1903). Siin pakutud skeem kohaliku kliima muutlikkuse hindamiseks õhutemperatuuri vaatluste alusel peaks kuuluma usaldusväärsete hulka, sest ta suudab piisavalt pika aja jooksul saadud heidikute sageduse järgi eraldada ühe kolmest võimalikust olukorrast, kas soojenemise, jähnenemise või püsimise eelneva 140 aasta keskmise muutlikkuse piirides.

Kuna statistiline analüüs ei suuda eraldada muutuste põhjusi, siis näiteks soojenemise signaali leidmine ei tähenda automaatselt seda, et soojenemine peaks toimuma inimtegevuse tagajärjel. Päike on endiselt meie kliima peamine kujundaja ja tema mõju võrdlemine inimtegevuse omaga nõuab teisi meetodeid.

## **Tänuavaldused**

Autor tänab Jaak Jaagust ja Piia Posti konstruktiivse kriitika ja kasulike tähelepanekute eest.

## Kirjandus

- Anderson, T.W., 1971. The statistical analysis of time series. J.Wiley & Sons, New York.
- Box, G.E.P., Jenkins, G., 1971. Time series analysis, forecasting and control. Holden Day, San Francisco.
- Bryson, R.A., 1997. The paradigm of climatology: an essay. Bull. Amer. Meteorol. Soc., 78, 449–455.
- Couturat, L. (Ed.), 1903. Opuscles et fragments inédits de Leibniz. Paris. repr. Hildesheim: Georg Olms, 1961.
- Douglass, D.H., Blackman, E.G., Knox, R.S., 2004. Temperature response of Earth to the annual solar irradiance cycle. Phys. Lett., A 323, 315–322.
- Ghil, M., 2002. Natural climate variability. Munn, T. (Ed.) Encyclopedia of Global Environmental Change, vol 1. J.Wiley&Sons, Chichester, New York, 544–549.
- EE, 1989. Eesti Entsüklopeedia, Valgus, Tallinn, IV köide.
- Essex, C., 2009. Fundamental uncertainties in climate modeling. McKittrick, R. (Ed) Critical topics in global warming: supplementary analysis of the independent summary for policymakers. The Fraser Institute, 99–117.
- Foukal, P., Fröhlich, C., Spruit, H., Wigley, T.M.L., 2006. Variations in solar luminosity and their effect on the Earth's climate. Nature, 443, 161–166.
- Hansen, J., Lacis, A., Ruedy, R., Sato, M., Wilson, H., 1993. How sensitive is the World's Climate? Natl. Geog. Res. Exploration, 9, 142–158.
- IPCC, 2007. Climate change 2007: the physical science basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. (Eds. S. Solomon, D. Qin, M. Manning, Z. Chen, M. Marquis, K.B. Averyt, M. Tignor, H.L. Miller). Cambridge University Press, Cambridge, New York.
- Jaagus, J., 1996. Climate trends in Estonia during the period of instrumental observations and climate scenarios. J-M. Punning (Ed) Estonia in the system of the global climate change. Institute of Ecology. Publication, 4, 35–48.
- Jaagus, J., 1999. Uusi andmeid Eesti kliimast. Publ. Inst. Geogr. Univ. Tartuensis, 85, 28–40.
- Jaagus, J., 2010. Isiklik teade.
- Kirde, K., 1939: Andmeid Eesti kliimast. Tartu Ülikooli Meteoroloogia Observatooriumi Teaduslikud Väljaanded, 3.
- Kivi, R., 1990. Öhu- ja maapinnatemperatuur. R. Kivi (koostaja) Tartu kliima ja selle muutumine viimastel kümnenditel. TA AAI, Tartu, 109–136.
- Kärner, O., 2005. Some examples of negative feedback in the earth climate system. Centr. European J. Physics, 3, 190–208.
- Kärner, O., 2007. Tartu õhutemperatuuri pika-ajalise muutlikkuse seaduspärasusest. Publ. Inst. Geogr. Univ. Tartuensis, 102, 71–82.
- Kärner, O., 2009. ARIMA representation for daily solar irradiance and surface air temperature time series. J. Atm. Sol-Terrest. Phys., 71, 841–847.
- Kärner, O., Meitern, H., 2006. Õhutemperatuuri muutustest Tartus viimase 200 aasta jooksul. Publ. Inst. Geogr. Univ. Tartuensis, 50, 133–143.
- Lean, J., 1997. The Sun's variable radiation and its relevance for earth. Annu. Rev. Astron. Astrophys., 35, 33–67.
- Lovejoy, S., Schertzer, D., 1986. Scale invariance in climatological temperatures and the local spectral plateau. Ann. Geophys., 4B, 401–410.
- North, G.R. Cahalan, R.F., 1981. Predictability in a solvable stochastic climate model. J. Atmos. Sci., 38, 504–513.

- Raik, A., 1961. Kliima kui ilmade režiim. *Eesti Loodus*, 6, 330–333.
- Raik, A., 1964. Eesti NSV kliima väljendatuna ilma des seoses vabariigi füüsilis-geograafiliste iseärasustega. Kandidaadidissertatsioon. Tartu, 473 lk.
- Rial, J.A., Pielke R.A., Beniston, M., Claussen, M., Canadell, J., Cox, P., Held, H., de Noblet-Ducoudré, N., Prinn, R., Reynolds, J.F., Salas, J.D., 2004. Nonlinearities, feedbacks and critical thresholds within the earth's climate system. *Clim. Change*, 65, 11–38.
- Sits, M., Post, P., 2006. Tartu ilmajaamade temperatuuride võrdlus. *Pub. Geophys. Univ. Tartuensis*, 50, 205–213.
- Sits, M., 2007. Ülenurme ja Tõravere ilmajaamades mõõdetud õhutemperatuuride võrdlus. Magistritöö. Tartu Ülikool.
- TÜIO, 1919. Viiekümneaastased keskmised meteoroloogilistest vaatlustest 1866–1915 a.a. Tartus. Tartu Ülikooli Ilmade Observatoorium, Tartu.
- Zheng, X., Basher, R.E., 1998. Structural time series models and trend detection in global and regional temperature series. *J. Climate*, 12, 2347–2358.

## **Tolerance of air temperature in Tartu and climate variability**

Olavi Kärner  
Tartu Observatory

### **Summary**

Daily air temperature time series are generally non-stationary showing different intensity of variability in short and long scale. The change in intensity can be followed computing a structure function over a sufficiently wide increment range. The function shows satisfactory scaling in both scales, having the scale break in the vicinity of two weeks. The longer scaling shows a low (i.e. nearly stationary) variability of the temperature anomaly increments. This is sufficient to support a possibility of fitting a model from the family of autoregressive integrated moving average (ARIMA) models in order to represent their long range variability. The appropriate model type ARIMA(0,1,1) depends on one fitted coefficient  $0 < \lambda < 1$ .

The model is actually fitted to a sequence of sub-series over the 56-day time interval. The mean version over the sub-series models is used for characterizing the general long range variability. Three models have been produced to describe the temperature variability in Tartu during 140 years in 1865–2005. They correspond to observations at 6, 12, and 18 GMT, respectively. The fitted model can be formally divided into a sum of two components, one stationary white noise (WN) and the other non-stationary random walk (RW).

The formal division means that the model parameters  $\lambda$  and  $\sigma_a^2$  determine two variances for white noises. One of them ( $\sigma_{ruut-b}^2$ ) belongs directly to the sum determined earlier. The other ( $\sigma_{ruut-u}^2$ ) presents a variance of the generator for the assumed RW component in the sum.

The value of  $\lambda$  measures the intensity of non-stationarity in the fitted model. For the local (station based) temperature anomaly series its value is generally small, i.e.  $\lambda < 0.1$ . This means that the variance for RW generator appears to be about ten times smaller than that for the direct WN component.

Despite the weakness, a non-stationarity by itself means that the total range of the variability of the series remains sample dependent. This is an uncomfortable situation for climate

description. At the same time the standard deviation of the stationary WN component ( $\sigma_b$ ) of the model enables us to set arbitrary constant intervals to measure the number of observations fitted inside them.

In this paper it was established that the interval containing 95% of anomaly observations from the total 140 year interval is expressed as  $[-A_1\sigma_b, A_2\sigma_b]$ . Due to real asymmetry of the temperature histograms the coefficients  $A_1$  and  $A_2$  are somewhat different from 2. In a symmetric case the values of them would be equal 2. The result enables us to characterize the local climate by means of the created interval (a temperature tolerance) and produce a scheme to describe climate variability by means of the frequencies of the outliers from the tolerance during the consecutive time periods of some decades.

The recommendable scheme is independent of the series non-stationarity. It is based on the mean annual cycle and tolerance, and it holds until the fitted model remains unchanged while the number of observations grows. The paper provides an example of the tolerance construction for three temperature series mentioned earlier.



## **Režiimihkest Läänemere regiooni atmosfääri tsirkulatsioonis**

Mait Sepp

Tartu Ülikooli geograafia osakond

### **1. Sissejuhatus**

On erinevaid lähenemisviise, kuidas uurida muutusi atmosfääri üldises tsirkulatsioonis. Üks levinumaid on trendide analüüs. See annab üsna hea ülevaate sellest, milliste tsirkulatsioonitüüpide esinemissagedus on vaadeldava perioodi jooksul muutunud ning mis suunas on see muutus toimunud. Lineaarsete trendide positiivseks küljeks on tulemuste lihtne interpreteeritavus. Ent sellel meetodil on eriti pikkade aegridade uurimisel olulisi puudusi. Näiteks ei anna lineaarne trend informatsiooni aegrea sisestest kõikumistest ja on kergesti mõjutatav ekstreemsete väärtuste poolt. Polünoomtrendid toovad küll välja aegrea sisese varieeruvuse, kuid ei ole kuigi lihtsasti lahti seletatavad. Aegridade sisesed muutused on aga eriti olulised kliima tsüklilisuse teooria seisukohalt ning ka kliimaprotsesside periodiserimisel.

Sünoptilise klimatoloogia nõukogude traditsiooni järgi on tsirkulatsioonitüüpide esinemissageduse tsüklilistel muutustel väga tähtis roll. Nn epohhid, mille korral kümnekonna aasta jooksul domineerib üks või teine tsirkulatsioonitüüp, olid Leningradis, G. Vangengeimi loodud ja hiljem A.A. Girsi poolt täiendatud pikaajaliste prognoosi-meetodite üheks aluseks (Girs, 1971; 1974). Epohhide määramisel on üsna kriitilise tähtsusega küsimus, millal toimub ühe epohhi või selle staadiumi lõpp ja millal algab järgmine. Vangengeimi ja Girsi järgi toimub selline muutus suhteliselt kiiresti – ühe tsirkulatsioonitüübi esinemissagedus tõuseb, samal ajal kui teiste, näiteks meridionaalset tsirkulatsiooni esindava tüübi esinemissagedus väheneb (Girs, 1971; 1974). Toimub hüppeline muutus, mida võib nimetada režiimihkeks.

Meetodeid, millega režiimihke ilmnemist aegridades uurida, on mitmeid (deYoung, Jarre, 2007; Riley, 2008). Üks lihtsamaid ja kasutajasõbralikumaid meetodeid on Washingtoni Ülikoolis, S.N. Rodionovi poolt välja töötatud meetod (STARS) ja tarkvara (EXCELi makro), mis baseerub Studenti t-testi järjestikusel kasutamisel. Meetodit on põhjalikult kirjeldatud Beringi mere kliimat käsitleval koduleheküljel (<http://www.beringclimate.noaa.gov/regimes/>) ja artiklites (Rodionov, 2004; Rodionov, Overland, 2005). Režiimihete sisu ja semantikat on põhjalikult käsitletud töös Overland *et al.* (2008).

Rodionovi meetodi rakendamiseks välja töötatud makro on väga lihtsasti kasutatav. Uurija saab valida perioodi pikkuse (lõikelõigu pikkus, *cut-of lenght*), mille kohta rakendatakse t-testi ja mida libistatakse üle uuritava aegrea, leidmaks kohta,

kus toimub uurija poolt valitud statistilise usaldusväärsuse tasemele vastav nihe. Tasandamaks ekstreemsete väärtuste mõju, saab nende kaalu vähendada määrates Huberi kaaluparameetri (*Huber's Weight Parameter*). Lisaks võimaldab see tööriist kolme erineva meetodiga hinnata aegrease punast müra ja teha aegridade eelvalgendamist. Uurida saab nihkeid kas keskmises või dispersioonis (<http://www.bering-climate.noaa.gov/regimes/>, Rodionov, 2004; 2006; Rodionov, Overland, 2005).

Enamus Rodionovi meetodi seniseid rakendusi puudutab muutusi Vaikse ookeani põhjaosa ja Barentsi mere keskkonnanäitajates (Rodionov, Overland, 2005; Overland *et al.*, 2008; Litzow, 2006). Leidub ka töid, milles analüüsitakse elusloodusega seotud (Donnelly *et al.*, 2009) ja klimatoloogilisi aegridu (D'Arrigo, Wilson, 2006; Keevallik, Soomere, 2008; Keevallik, 2011). Ülevaate STARS meetodi erinevatest rakendustest on võimalik leida koduleheküljel <http://www.climatelogie.com/stars.html>.

Käesoleva töö eesmärgiks on uurida, kas võimalikud režiimihked on täheledatavad ka COST733 kataloogis 1.2 domeeni 05 (<http://geo21.geo.uni-augsburg.de/cost733wiki>, vt ka käesolevas kogumikus Sepp, Saue, 2011) esindatud atmosfääri tsirkulatsiooni klassifikatsioonides. Uuritakse, millal ja mis suunas on muutused toimunud, millistes klassifikatsioonides ja milliseid tsirkulatsioonitüüpe muutused puudutavad. Võrdluseks on analüüsitud kolme Eesti ilmajaama aegridasid, et näha, kas sarnased režiimihked ilmnevad ka õhutemperatuur näitajates.

Siinjuures peab mainima, et COST733 kataloogis 1.2 esindatud tsirkulatsiooni-tüüpide esinemissageduse aegridades on statistiliselt olulised lineaarsed trendid haruldased, eriti niinimetatud objektiivsete klassifikatsioonide osas (Cahynová, Huth, 2009). Pole teada ka, et mainitud kataloogi aluseks olevas ERA-40 (Uppala *et al.*, 2005) andmebaasis oleks põhjapoolkera õhurõhuandmetes märkimisväärsed muutusi.

## **2. Andmed ja meetodika**

Analüüsitavateks andmeteks on COST733 kataloogis 1.2 esitatud 73 tsirkulatsiooni klassifikatsiooni tüüpide esinemissagedused domeeni 05 kohta (Huth *et al.*, 2008; Huth, 2010; Philipp *et al.*, 2010, <http://geo21.geo.uni-augsburg.de/cost733wiki>). Tsirkulatsioonitüüpide esinemist uuriti aasta summa ja sesoonide kaupa. Sesoonideks olid traditsioonilised talv (DJV), kevad (MAM), suvi (JJA) ja sügis (SON). Kuna COST733 klassifikatsioonid on genereeritud ERA-40 õhurõhu andmetelt, siis on uuritavaks perioodiks 1957–2002. Et aga andmebaas algab 1. septembriga 1957 ja lõpeb 2002. aasta 31. augustiga, siis tsirkulatsioonitüüpide aasta summade arvestuses on kasutatud täisaastaid ehk siis perioodi 1958–2001 ja talve puhul 1958–2002.

Tsirkulatsioonitüüpide aegridade analüüs toimus Rodionovi meetodi makroga, mille seadete valiku põhimõtteid tutvustatakse järgnevas peatükis.

Detailsemalt on uuritud tsirkulatsioonitüüpe, millel ilmnesid režiimihked 1989. aasta talvel. Selliste tsirkulatsioonitüüpide puhul sai uuritud nende tüüpide merepinna taseme keskmise õhurõhu (MSLP) kaarte (<http://geo21.geo.uni-augsburg.de/cost733wiki>) ja otsustatud, kus asuvad antud tüübi puhul domi-

neerivad kõrg- või madalrõhkkonnad ja millised ilmaolud antud tüübi puhul Eestis võivad valitseda. Vastavalt õhurõhu kaartide pildile ehk siis rõhkkondade positsiooni sarnasele muustrile on nihetega tsirkulatsioonitüübid jagatud gruppidesse. Gruppidesse jaotatud tüüpide omavahelist sarnasust ja seoseid Eesti õhutemperatuuriga on analüüsitud lineaarse korrelatsiooniga. Seejuures on tsirkulatsioonitüüpide aegread detrenditud. Teatavasti tugevdab samasuunaline trend tehiskult aegride omavahelist seost. Seetõttu on tsirkulatsioonitüüpide esinemissageduse aegridadest trend ära lahutatud.

Andmeanalüüsi esimeses etapis sai vastavalt Rodionov (2004) ja Overland *et al.* (2008) esitatud soovitudele tutvutud meetodi võimalustega ja valitavate parameetrite mõjuga andmeanalüüsile. Selleks kasutati Vangengeim-Girsi klassifikatsiooni (Girs 1971; 1974) aegrida perioodiga 1891–2001.

STARS meetodi omapärade ja nendest tekkivate süstemaatiliste vigade analüüsimiseks kasutati juhusliku arvu generaatori abil koostatud klassifikatsioonide aegride mudeleid. Juhusliku arvu generaator määras iga päeva jaoks perioodil 1 september 1957 – 31. august 2002 juhusliku arvu vastavalt kas ühest kuni üheksani, ühest kuni 18-ni või 1–27-ni. Nii sai loodud viisteist 9, 18 ja 27 tsirkulatsioonitüübiga ehk kokku 45 klassifikatsioonimudelit.

Lisaks kasutati COST733 poolt juhuslikkuse alusel genereeritud niinimetatud pseudo-juhuslikke klassifikatsioone. Antud juhul on ERA-40 õhurõhuväljade andmed juhuslikult jagatud vastavalt 9, 18 või 27-ks tsirkulatsioonitüübiks (Philipp, 2010; <http://geo21.geo.uni-augsburg.de/eost733wiki/Cost733Cat2.0>). Vastava tüüpide arvuga pseudo-juhuslikke klassifikatsioone on COST733 projekti käigus genereeritud kokku 1000. Nende hulgast sai käesoleva töö jaoks valitud juhuslikud 15 üheksa-tüübilist, 15 18-tüübilist ja 15 27-tüübilist klassifikatsiooni.

Selleks, et uurida atmosfääri tsirkulatsiooni võimalike režiimihete peegeldust kohalikus ilmastikus, kasutati kolme Eesti ilmajaama õhutemperatuuri aegridu. Ristna, Jõhvi ja Võru valiti seetõttu, et nende jaamade aegread on vaadeldaval perioodil teadaolevalt homogeensed. See tähendab, et nendest jaamadest pole teada asukoha- või teisi mõõtmistulemusi oluliselt mõjutavaid muutusi. Lisaks esindavad need klimatoloogilises mõttes erinevaid Eesti piirkondi – Ristna Lääne-, Jõhvi Kirde- ja Võru Kagu-Eestit.

### **3. Rodionovi makro seadistamine**

Nagu eelpool mainitud, soovib S.N. Rodionov enne oma makro rakendamist põhjalikult meetodiga tutvuda ja teha katseid leidmaks, milliste seadete korral tulevad kõige mõistlikumad väljundid. Teiste sõnadega vajab meetod enne rakendamist seadistamist. Makro seadete mõju režiimihete defineerimisel on põhjalikult käsitletud töös Overland *et al.* (2008). Ent üheseid instruksioone, mille alusel otsustada, kas seaded on „õiged“, pole Rodionov ega ta kaastöötajad tegelikult andnud. Parameetrite valikul peab lähtuma sisendandmete omadustest ning paraku ka soovitavast tulemusest.



Seadistamise seisukohalt oleks kõige lihtsam leida etalon, mille alusel seadeid valida. Kui võtta aegrida, milles on teadaolevas kohas järsk muutus, siis võib makro seadetega mängides leida selline sätete kombinatsioon, mille alusel STARS meetod leiab režiiminihke õigest kohast.

Kuna epohhid ehk teisiti ka režiiminihked on Vangengeim-Girsi klassifikatsiooni kontseptsiooni aluseks, siis paljudes töodes esitatakse ka need aastad, mil tsirkulatsiooni režiim on ühelt seisundilt teisele üle läinud. Põhjalik ülevaade erinevate autorite poolt Vangengeim-Girsi ja selle klassifikatsiooni teisendites eristatud epohhidest on esitatud töös Degirmendžić *et al.* (2000). Nii sai seadistamise katsete etaloniks võetud Vangengeim-Girsi klassifikatsiooni 110 aasta pikkune aegrida.

Vangengeim-Girsi klassifikatsiooni kõigi kolme tsirkulatsioonitüübi aastase esinemissageduse aegridasid analüüsiti Rodionovi meetodiga vastavalt muutes nii lõikelõigu pikkuse, olulisusnivoo kui ka Huberi kaaluparameetri väärtusi. Sai tehtud eeldus, et teatava seadistuskomplekti juures langevad Rodionovi meetodi poolt välja toodud režiiminihked kokku kirjanduses esitatud epohhide piiridega.

Katsetest selgus üsna kiiresti, et viimane eeldus ei ole õige. Selleks on mitu põhjust, mis on seotud nii Rodionovi meetodi kui ka kasutatud aegridade omadustega. Esiteks jääb mulje, et STARS meetod pole tegelikult täpisseadistatav. Seadeid võib küll muuta ühe ühiku haaval (lõikelõigu pikkuse puhul näiteks 10, 11, 12 aastat, joonis 1), kuid üldpildile avaldab mõju alles tinglikult suurusjärgu võrra muudetud väärtused (5, 10, 15 aastat, joonis 2). Samas väidab Riley (2008), et STARS meetod on liiga tundlik ja laseb ennast häirida juhuslikust müra andmetes. Probleemi on makro puhul püütud lahendada sellega, et aegridasid on võimalik „valgendada“. See tähendab, et niinimetatud punast müra võib vastavate filtritega maha suruda (Rodionov, 2006). Ent selliste operatsioonidega kaasneb alati oht ilma jääda ka sisulisest informatsioonist.

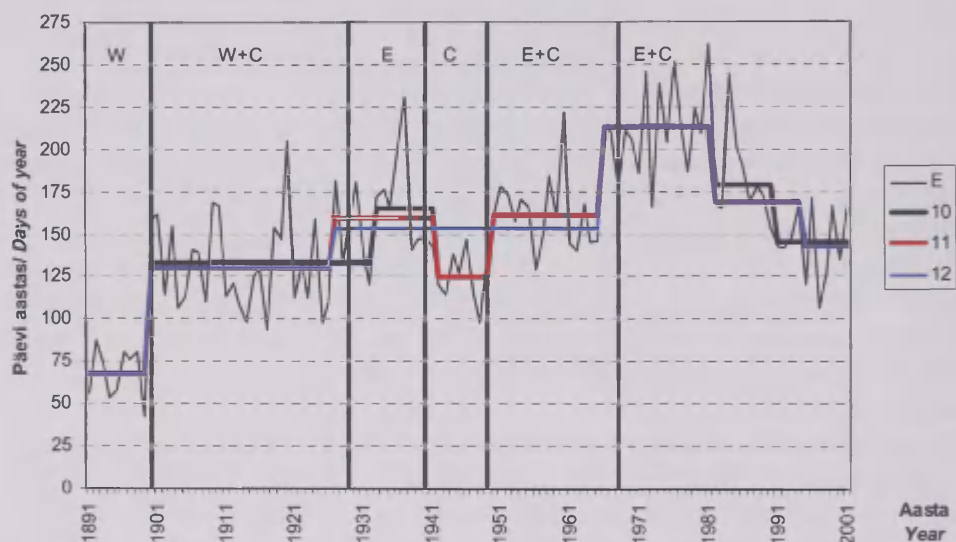
Tegelikult peitub probleem kasutatud aegridade omadustes. Etaloniks võetud Vangengeim-Girsi klassifikatsiooni tsirkulatsioonitüüpide epohhid ei täida oodatud rolli. Esiteks, mõned epohhimuutused (joonised 1 ja 2), eriti 20. sajandi esimesel poolel, ilmnevad praktiliselt iga seadistuse korral. Tsirkulatsioonitüüpide esinemissageduse muutus on nende puhul sedavõrd järsk, et muutus on oluline nii kõige rangemate kui ka kõige lõdvemate seadistuste korral. Samas ilmneb raskusi 20. sajandi teisel poole epohhide defineerimisel ja nende alguse ning lõpu fikseerimisel. Nende raskuste allikaks on ühelt poolt see, et mitmed hilisemad epohhid on niiõelda liitepohhid – keskmist esinemissagedust ületavad korraga kaks tsirkulatsioonitüüpi (näiteks E+C või W+C). Samas ületavad erineva kahe tsirkulatsioonitüübi esinemissagedused pikaajalise keskmise erinevatel aastatel. Seetõttu tuleb kaksikepohhi puhul epohhi algus- ja lõpuaastat pidada tinglikuks.

Epohhide piiritlemise keerukus seisneb selles, et tegemist on niinimetatud subjektiivse klassifikatsiooniga. See tähendab, et klassifikatsiooni koostaja määrab iga antud päeva tsirkulatsiooniolud vastavasse klassi oma isikliku subjektiivse otsuse alusel. Juhul kui klassifitseerija isik muutub võib selline lähenemine viia probleemideni aegrea homogeensuses. Käesolevas töös on aluseks võetud Girs



(1971; 1974; 1977) esitatud epohhide piirid. Ent viidatud töodes on epohhid määratud 1970-ndate aastateni. Hilisemal ajal on Vangengeim-Girsi klassifikatsiooni aegrida pikendatud, kuid juba teiste inimeste poolt. Ka hiljem on püütud eristada epohhe, kuid nagu nähtub Degirmendžić *et al.* (2000) on erinevad autorid epohhe eristanud ja nende piire paigutanud erinevalt.

Siiski annavad need eksperimentid mõningase kogemusliku aluse makro sätete valimisel. Selleks tuleb sõnastada teaduslikus mõttes mitte just kõige korrektsem eesmärgi püstitus – mitut režiiminihet vaadeldaval perioodil *oleks vaja?* Mida rangemad on valitud sätted (pikem lõikelõik, Huberi kaaluparameeter  $<1$ , statistilise olulisuse nivoo  $p<0,1$ ), seda vähem nihkeid meetod aegreast leiab. Eeldusel, et COST 733 klassifikatsioonide 45 aastase perioodi jooksul ei peaks üheski tsirkulatsioonitüüpide aegreas olema üle 1–2 režiiminihke, osutus mõistlikuks valida Rodionovi makro vaikimisi esitatud sätted (st olulisusnivoo  $p<0,1$ , Huberi kaaluparameeter 1 ja lõikelõigu pikkus 10 aastat). Nende sätete puhul langesid ka Girs (1977) esitatud epohhide piirid ja režiiminihke piirid kõige paremini kokku (joonis 3).



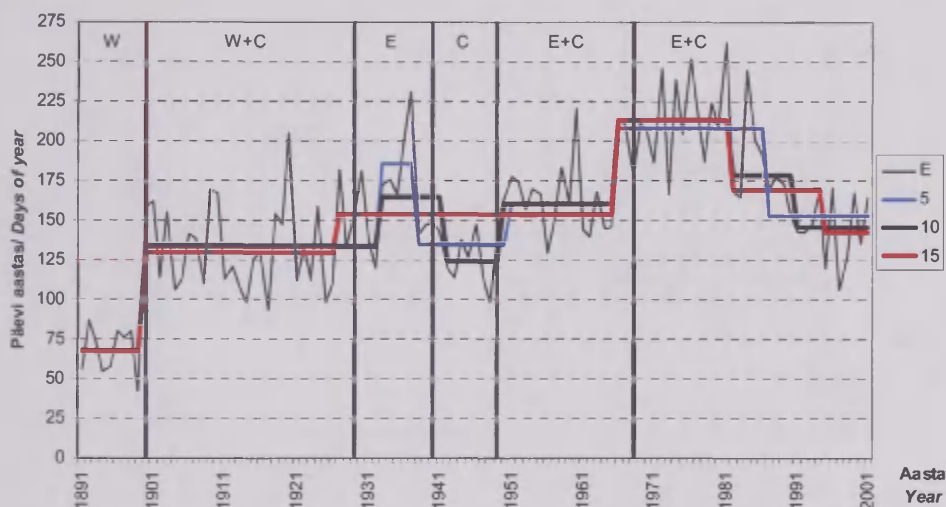
**Joon. 1.** Vangengeim-Girsi klassifikatsiooni tsirkulatsioonitüübi E aegrida, pikaajalise keskmise esinemissageduse joon ja režiiminihked. Režiiminihked on arvutatud sätetega: olulisusnivoo  $p<0,1$ , Huberi kaaluparameeter on 1. Muudetud on lõikelõigu pikkust ühe aasta võrra vastavalt 10–12 aastani. Võrdluseks on toodud Girs (1977) epohhide piirid. Girs (1977) järgi algas 1968. aastal järjekordne E+C epohh, mille lõppu pole originaalautor A.A. Girs (1913–1983) saanud fikseerida. Jooniselt on näha, et ühe aasta kaupa seadustust muutes langevad režiiminihked kõrvuti olevatel aastatel praktiliselt kokku.

**Fig. 1.** Time series of annual totals, long-term average frequency, and regime shifts in circulation form E in the Vangengeim-Girs classification. Regime shifts have been calculated using the variables  $p<0,1$ , Hubers's Weight Parameter = 1. The cut-off length (l) was varied between 10 and 12 years in steps of one year. For comparison, the boundaries of Girs's epochs are shown. According to Girs (1977), another E+C epoch began in 1968, although A. A. Girs (1913–1983) was unable to define the end of the epoch.

#### 4. Katsed klassifikatsioonide mudelitega

Järgmise sammuna sai uuritud, kas Rodionovi meetodi puhul võib ilmned a kunstlikke režiiminihkeid. Selleks kasutati juhusliku arvu generaatoriga loodud klassifikatsioonide mudeleid. Selgus, et praktiliselt kõikide aegridade puhul näitab STARS meetod järsku hüpet aegrea lõpus. Hüppe ilmnenemise kaugus oleneb lõikelõigu pikkusest. Kümneaastase lõigu puhul ilmnevad tehislikud režiiminihked tavaliselt neljal viimasel aastal (joonis 4). Seda tuleb pidada meetodi eripäraks, mida on oma töödes maininud ka Rodionov (Rodionov, Overland, 2005). Kui neli viimast aastat jooniselt eemaldada, siis aegrea keskel olevate aastate puhul anomaalseid kõrvalekaldeid ei teki (joonis 5). Tuleb tähele panna, et ka nelja esimese aasta jooksul ei ilmne kunagi ühtegi nihet.

Samas demonstreerib see eksperiment, et STARS meetod on tõesti üsna tundlik leidmaks aegridadest paraku ka täiesti juhuslikke muutusi. 45 klassifikatsiooni mudeli kokku 810 tsirkulatsioonitüübi aegreast leidis meetod 822 tsirkulatsiooninihet. Neist 437 esinesid perioodil 1958–1998.



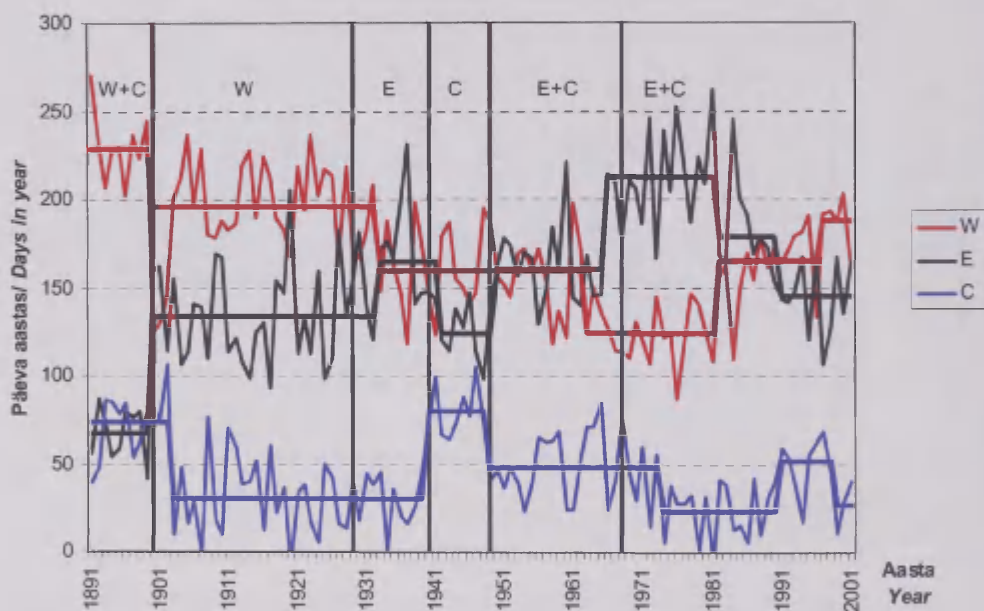
**Joon. 2.** Vangengeim-Girsi klassifikatsiooni tsirkulatsioonitüüp E aegrida, pikaajalise keskmise esinemissageduse joon ja režiiminihked. Režiiminihked on arvutatud sätetega  $p < 0,1$ , Huberi kaaluparameeter on 1. Muudetud on lõikelõigu pikkust viie aasta võrra vastavalt 5–20 aastani. Võrdluseks on toodud Girs (1977) epohhide piirid. Girs'i tsirkulatsioonitüüpide aegridade eripäraks on see, et tüüpide esinemissageduste muutused on väga järsud, nii et ka erinevate sätete puhul ilmnevad režiiminihked lähestikku.

**Fig. 2.** Time series of annual totals, long-term average frequency and regime shifts of circulation form E in the Vangengeim-Girsi classification. Regime shifts have been calculated using the variables  $p < 0.1$ , HWP = 1. The  $l$  was varied from 5 to 15 years in steps of 5 years. The boundaries of Girs's epochs are shown for comparison.

## 5. Tulemused

COST 733 klassifikatsioonide üksikute tsirkulatsioonitüüpide esinemissageduse aasta summade analüüs näitab, et kõige rohkem ilmneb režiiminihkeid aastatel 1998–2002. Nagu eelpool mainitud, on need muutused suurema tõenäosusega tehislilikud. Kui aga nelja viimase aasta andmed kõrvale jätta, siis esineb tsirkulatsioonitüüpide aegridades sagedamini režiiminihet aastal 1989 (joonis 6). Kokku on sel aastal nihke teinud 63 tsirkulatsioonitüüpi; neist 19 negatiivse ja 44 positiivse. Teine suhteliselt kõrgem tipp jääb aastasse 1971.

Kui arvestada, et analüüsitud tsirkulatsioonitüüpe on klassifikatsioonide peale kokku suurusjärgus 1300 (1371, kuid see arv erineb aastaegade lõikes), siis moodustab 1989. aastal nihke teinud tüüpide osakaal koguarvust väga väikese osa. Ent teisalt näitab see, et enamuses klassifikatsioonidest on 1–2 tsirkulatsioonitüüpi, kus on esinemis-sageduses just 1989. aastal toimunud järsk muutus. Siiski 25 klassifikatsioonis ei esinenud ühtegi nihke teinud tüüpi.

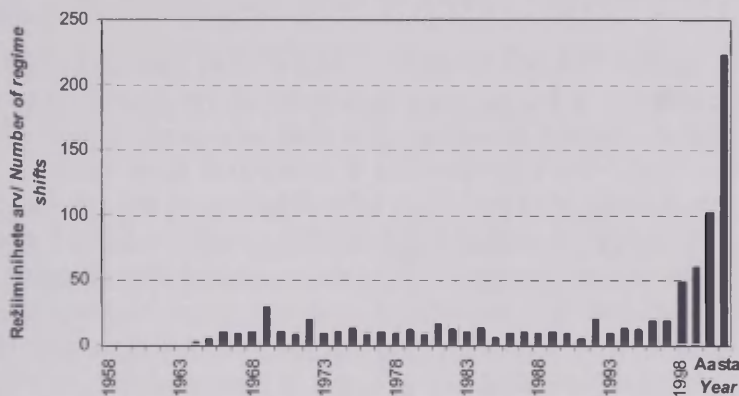


**Joon. 3.** Režiiminihked Vangengeim-Girsi klassifikatsiooni tsirkulatsioonitüüpide W, E ja C esinemissageduse aasta summa perioodil 1891–2001 Rodionovi makro vaikimisi esitatud seadete korral (olulisustase  $p < 0,1$ , lõikelõigu pikkus = 10, Huberi kaaluparameeter = 1). Joonise loetavuse huvides on tüüp W aegrea igale aastale liidetud 50 ja tüüp C puhul lahutatud 50.

**Fig. 3.** Annual totals and regime shifts of the Vangengeim-Girs classification circulation forms W, E and C, over the period 1891 to 2001, applying Rodionov's macro default settings ( $p=0.1$ ,  $l=10$ ,  $HWP=1$ ). To enhance readability, a value of 50 has been added to for the frequency of type W time series each year, and the same amount has been subtracted from of the type C time series each year.

Kui vaadelda režiiminihkeid aastaegade kaupa, siis ilmnevad olulised erinevused. 1989. aasta nihe tuleb eriti selgelt välja talvel ja kevadel, kuna aga suve ja sügise aegridades sellist muutust täheldada ei ole. Suvel, sügisel aga ka talvel tuleb suhteliselt teravamalt välja muutus 1960ndate lõpul. Kuid aasta summa aegridadega võrreldes ilmneb siingi mõningane erinevus. Piigiks pole mitte 1971, vaid suve puhul aasta 1968 ja sügise ning talve puhul aasta 1969.

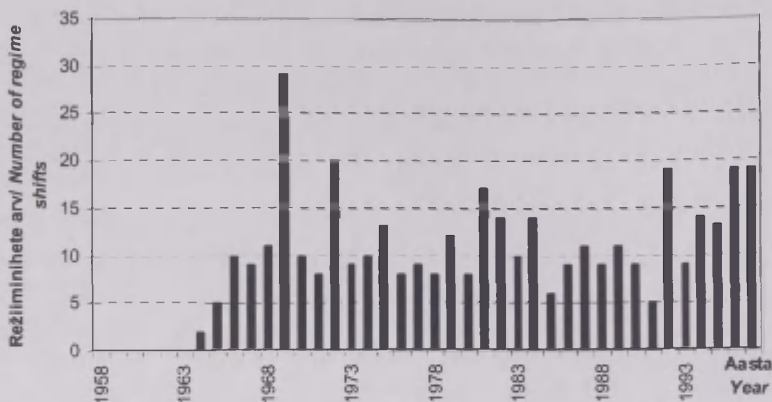
Kuna Läänemere piirkonnas on kliimamuutused eriti silmapaistvad olnud talvisel hooajal, siis järgnevalt vaadeldakse detailsemalt neid tsirkulatsioonitüüpe, mille esinemissagedus on 1989. aasta talvel teinud olulise nihke. Kokku oli selliseid tsirkulatsioonitüüpe 119, neist 59 ilmnes negatiivne ja 60 positiivne nihe. Vaid üheksas klassifikatsioonis (HBGWL, HBGWT, OGWL, PERRET, TPCA07, TPCAC09, TPCAV, WLKC28, WLKC733) ei ilmnenu ühtegi tüüpi, mille esinemissagedus oleks vaadeldava talvega järsult muutunud.



**Joon. 4.** Režiiminihete arv juhusliku arvu generaatoriga loodud klassifikatsiooni mudelite aegridades. Analüüsitud on 810 aegrida. Jooniselt on näha, et Rodionovi meetodiga ilmneb 27% aegridadest režiiminihe aegrea viimasel aastal. Umbes pooltel aegridadest ilmneb režiiminihe aegrea neljal viimasel aastal.

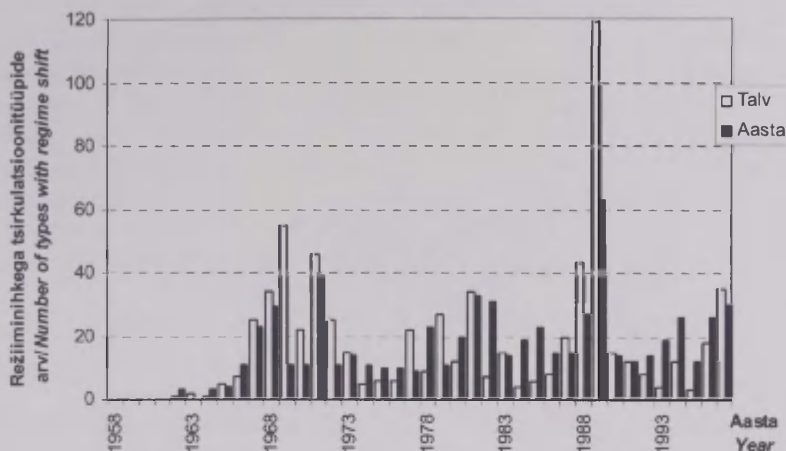
**Fig. 4.** Number of regime shifts in the time series of the classification models created using the random number generator. A total of 810 time series were analysed.





**Joon. 5.** Joonisel 4 kujutatud režiimihetked, mille hulgast on 1998–2001 eemaldatud.  
**Fig. 5.** Regime shifts depicted in Figure 4, excluding the period 1998–2001.

Järgnevalt sai uuritud, kas positiivseid või negatiivseid nihkeid andnud tüübid on omavahel võrreldavad ja kuidas need on seotud talvise õhutemperatuuriga Eesti kolmes ilmajaamas. Selleks sai vastavalt positiivsete (negatiivsete) nihetega aegridade vahel arvutatud korrelatsioon ning korrelatsioon talve keskmise õhutemperatuuriga Jõhvis, Ristnas ja Võrus. Nagu eelpool mainitud, olid need aegread eelnevalt detrenditud. Selgus, et üldjuhul olid tüüpide esinemissageduste omavahelised korrelatsioonid positiivsed ja tugevad (statistilise usaldusväärtuse tasemel  $p < 0,05$ ). Keskmise tsirkulatsioonitüüpide vaheline korrelatsioon jääb suurusjärku  $r = 0,44$ , millest võib järeldada, et need tüübid kirjeldavad sarnaseid protsesse. Gruppidesse sattusid ka mitmed tsirkulatsioonitüübid, mis ei andnud kuigi tugevaid seoseid. Ühet poolt on need tüübid, mille aegridadest on STARS meetod juhuslikult 1989. aasta nihke leidnud. Teisalt pole seoste küsimus nii ühene – osad nõrku seoseid andnud tüübid sarnanevad MSLP kaartide järgi teiste grupiliikmetega. Tugevaid seoseid andnud tsirkulatsioonitüüpide juures tuleb välja tuua mõned aspektid. Esiteks võib täheldada, et osad tsirkulatsioonitüübid annavad tugevaid seoseid praktiliselt kõikide oma gruppi kuuluvate tüüpidega. Ka nendega, mille seosed teiste tüüpidega jäävad üldiselt nõrgaks. Teiseks jääb mitmete tsirkulatsioonitüüpide omavaheline korrelatsioon vahemikku 0,85–1. Tavaliselt kuuluvad need samasse klassifikatsiooniperekonna erineva tüüpide arvuga versioonidesse (näiteks negatiivse nihkega PETISCOC27 tüüp 2 ja PETISCOC18 tüüp 2 vaheline korrelatsioon  $r = 1$ ).



**Joon. 6.** Režiiminihete arv COST733 poolt genereeritud klassifikatsioonide tsirkulatsioonitüüpide esinemissageduse talve ja aasta summa aegridades. Aastad 1998–2002 on jooniselt välja jäetud.

**Fig. 6.** The number of regime shifts in winter, and annual totals of circulation types, from the classifications generated by COST733. The period 1998–2002 has been excluded.

MSLP kaartide alusel jagunevad 1989. aasta talvel negatiivse nihkega tüübid kaheks grupiks: tüübid, mille korral domeeni põhja või kirdeosas valitseb kõrgrõhkkond, ja tüübid, mille korral kõrgrõhkkond asub domeeni idaosas ja/või madalrõhkkond domeeni lääneosas – domeeni keskel valitsevad lõunakaarte tuuled (tabel 1). Mõlemal grupi liikmetel on tavaliselt kõigi kolme Eesti ilmajaamaga tugev (keskmine  $r = -0,44$ ) lineaarne korrelatsioon. Lisaks on hulk tüüpe, mille kohta ei saa MSLP kaartide järgi ühist nimetajat leida. Tõenäoliselt on tegemist statistiliste artefaktidega.

Esimesse klassi kuuluvate tüüpide korral valitsevad Läänemere piirkonnas anti-tsükloonaalsed tingimused. Talvel tähendab see kiirguslikku jahtumist ning lisaks külmade õhumasside sissekannet idast või kagust (joonis 7).

Ka lõunavooga seotud tsirkulatsioonitüüpidel (joonis 8) on tugev negatiivne korrelatsioon Eesti õhutemperatuur näitajatega (keskmine  $r = -0,39$ ), ulatudes  $r = -0,68$  (NNWC09 tüüp 7 ja Ristna jaama vahel). Edaspidi tuleks detailsemalt uurida, miks Eestist läänes või pisut edelas asuva tsükloni ja lõunavooga tüüp seostub külmade talvedega. Esialgu võib esitada kaks võimalikku põhjust. Esiteks ei kanna sellised tüübid siia mitte soojemat õhku, nagu võiks lõunavoogudest tavaliselt arvata, vaid talve tingimustes Kesk-Euroopa mandrialal jahtunud õhumasse. Teiseks võib seos olla kaudne – sellise tsüklonite positsiooniga tsirkulatsioonitüübid võivad kaasneda eriti külmade talvedega, mil Läänemere piirkonda katab enamuse ajast kõrgrõhkkond. Need tüübid võivad küll mõne päeva talvel valitseda, kuid ei suuda jätta signaali talve keskmise õhutemperatuuri aegritta.

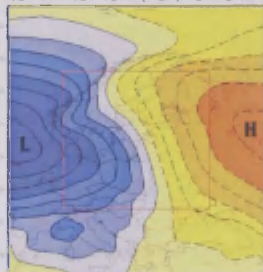
SANDRA 005 C04 1222d (7.4%) YEAR ERA40 MSLP



**Joon. 7.** Näide negatiivse režiiminihkega tsirkulatsioonitüübist (klassifikatsioon SANDRA, tüüp 4), mille korral kõrgrõhkkond (joonisel tähistatud H) haarab domeeni põhja ja kirdeosa ja domeeni keskosas valitseb idavool.

**Fig. 7.** An example of a circulation type with a negative regime shift (classification SANDRA, type 4), in which the high pressure area (marked H in the Figure) covers the Northern and North-Eastern parts of the domain, and Eastern flows dominate in the centre of the domain.

PCACAC27 D05 C27 529d (3.2%) YEAR ERA40 MSLP



**Joon. 8.** Näide negatiivse režiiminihkega tsirkulatsioonitüübist (klassifikatsioon PCACAC-27, tüüp 27), mille korral valitseb domeeni keskel lõunavool.

**Fig. 8.** An example of a circulation type with a negative regime shift (classification PCACAC27, type 27), in which the centre of the domain is covered by Southern flows.

Positiivse nihke teinud tsirkulatsioonitüübid on MSLP kaartide alusel samuti gruppidesse jagatavad. Praktiliselt kõik positiivse nihkega tüübid on seotud läänevooga. Tüüpide vahel on mõningane erinevus olenevalt sellest, kus kohas on tingliku madalrõhkkonna kese – kas Eestist põhjas, mõnevõrra ida- või läänepool. Mõnel juhul on tüüpkaardil domineerivaks kõrgõhkkond domeeni lääne- või edelaosas, kuid Läänemere regioonis üldisena valitseb läänevool. See aga tähendab talve ilmastiku kontekstis suhteliselt soojemate õhumasside sissekannet ookeanilt.

**Tabel 1.** 1989. aasta talvel negatiivse režiiminihkega tsirkulatsioonitüübid jaotatuna gruppidesse õhurõhu kaartide sarnase mustri alusel. Sulgudes on esimesena keskmine korrelatsioon samasse gruppi kuuluvate tsirkulatsioonitüüpidega. Järgnevad korrelatsioonid vastavalt Võru, Ristna ja Jõhvi ilmajaama talve keskmise õhutemperatuuriga. Esimesel real on kaldkirjas tüübid, mille puhul domineeriv kõrgrõhkkond asetseb Eestist põhjas (ülejäänutel kirdes). Teisel real on kaldkirjas märgitud tüübid, mille korral on domineerivaks Eestist idas asuv kõrgrõhkkond (ülejäänutel domineerib madalrõhkkond Eestist läänes).

**Table 1.** Circulation types with negative regime shifts in the winter of 1989, divided into three classes according to the position of the dominating pressure system.

Domineeriv kõrgrõhkkond	CKMEANSCO9_1 (0,64/-0,50/-0,55/-0,54), ESLPC09_4 (0,62/-0,53/-0,56/-0,54), ESLPC18_5 (0,47/-0,33/-0,37/-0,35), ESLPC27_12 (0,66/-0,54/-0,59/-0,57), LWT2C10_2 (0,54/-0,65/-0,68/-0,65), PCACAC09_8 (0,53/-0,61/-0,63/-0,62), SANDRAC09_3 (0,65/-0,50/-0,55/-0,54), SANDRASC09_1 (0,63/-0,50/-0,55/-0,54), SANDRASC27_7 (0,64/-0,52/-0,57/-0,53), TPCAC18_6 (0,53/-0,68/-0,73/-0,71), CKMEANSC18_6 (0,67/-0,49/-0,56/-0,52), ESLPC18_15 (0,47/-0,33/-0,37/-0,35), EZ850C10_5 (0,56/-0,51/-0,54/-0,54), EZ850C20_11 (0,60/-0,42/-0,46/-0,45), GWTC10_9 (0,62/-0,47/-0,57/-0,52), KHC09_3 (0,67/-0,54/-0,66/-0,60), KHC18_3 (0,65/-0,45/-0,56/-0,50), KHC27_3 (0,62/-0,42/-0,54/-0,46), LITADVE_4 (0,56/-0,35/-0,49/-0,41), LITC18_8 (0,47/-0,42/-0,49/-0,45), LITTC_11 (0,38/-0,05/-0,12/-0,10), LÜND_4 (0,67/-0,71/-0,75/-0,71), LÜND09_4 (0,70/-0,67/-0,76/-0,70), LWT2C18_4 (0,49/-0,46/-0,55/-0,49), P27C08_6 (0,56/-0,67/-0,74/-0,69), P27C16_12 (0,57/-0,54/-0,63/-0,57), P27C27_21 (0,53/-0,50/-0,61/-0,53), PCACAC27_15 (0,48/-0,29/-0,39/-0,34), PCAXTR_1 (0,53/-0,60/-0,67/-0,62), PCAXTRKM_1 (0,65/-0,49/-0,59/-0,54), SANDRA_4 (0,63/-0,43/-0,50/-0,46), SANDRAC18_18 (0,63/-0,43/-0,49/-0,45), SANDRAC27_14 (0,61/-0,37/-0,45/-0,40)
Types with dominating high pressure area	
Lõunavool	PCACAC09_5 (0,34/-0,48/-0,50/-0,49), PCACAC27_27 (0,57/-0,36/-0,42/-0,41), PCAXTRC18_12 (0,25/-0,51/-0,50/-0,54), TPCAC27_2 (0,55/-0,24/-0,34/-0,30), CKMEANSC27_13 (0,58/-0,27/-0,38/-0,34), EZ850C20_8 (0,45/-0,46/-0,51/-0,51), NNWC09_7 (0,50/-0,60/-0,68/-0,62), PCACAC18_18 (0,53/-0,32/-0,44/-0,37), PCACAC27_20 (0,53/-0,41/-0,49/-0,44), PCAXTRKMC09_4 (0,57/-0,20/-0,31/-0,26), PCAXTRKMC18_6 (0,56/-0,37/-0,45/-0,41), PECZELY_4 (0,49/-0,29/-0,38/-0,33), PETISCO_18 (0,43/-0,53/-0,59/-0,56), PETISCOC09_1 (0,58/-0,19/-0,33/-0,26), PETISCOC18_2 (0,59/-0,31/-0,44/-0,38), PETISCOC27_2 (0,59/-0,31/-0,44/-0,38), SANDRASC27_8 (0,47/-0,30/-0,35/-0,32), TPCAC27_23 (0,40/-0,23/-0,28/-0,25)
Types with Southern flow	
Teised	EZ850C10_3 (0,28/-0,07/-0,14/-0,13), LÜND09_15 (0,30/-0,21/-0,20/-0,23), LÜND27_15 (0,29/-0,13/-0,15/-0,17), LWT2C10_7 (0,35/-0,34/-0,44/-0,40), NNWC09_8 (0,24/-0,55/-0,52/-0,55), NNWC18_18 (0,27/-0,47/-0,43/-0,45), PCAXTRKM_10 (0,23/-0,28/-0,35/-0,31), SANDRAS_19 (0,28/-0,50/-0,45/-0,49)
Other types	



Enamusel tüüpidest on suhteliselt tugev positiivne korrelatsioon Eesti talviste õhutemperatuuridega (kõikide tüüpide ja kolme jaama keskmine  $r = 0,47$ ). Kui mõni üksik ilmselt juhuslikult sisse sattunud tsirkulatsioonitüüp välja arvata, siis on ka detrenditud positiivse nihkega tüüpide omavaheline korrelatsioon tavaliselt tugev ja statistiliselt oluline – kõikide tüüpide keskmine korrelatsioon  $r = 0,49$ . MSLP kaartide alusel gruppidesse jagatud tüüpide keskmised korrelatsioonid ei erine oluliselt kõikide tüüpide keskmistest (tabel 2).

COST 733 poolt genereeritud pseudo-juhuslike klassifikatsioonide analüüs näitas, et ka antud juhul ilmneb 1989 aasta režiiminihe. Nagu joonisel 9 näha, ei erine analüüsitud 45 klassifikatsiooni puhul režiiminihete jaotus eriti „päris“ klassifikatsioonide jaotusest. Kolme Eesti ilmajaama õhutemperatuuri aegridade analüüs näitas samuti, et temperatuurirežiimis on selge nihe toimunud 1980ndate lõpus (joonis 10).

## 6. Arutelu ja järeldused

Rodionovi meetod on üks lihtsamaid ja kasutajasõbralikumaid meetodeid režiiminihete uurimiseks. Tõsi, sellel meetodil on mõned iseärasused, millega peab arvestama. Näiteks peab uurija ise otsustama, milliste makro sätete korral tuleb tema jaoks realistlik väljund. Käesolevas töös leiti, et kõige ratsionaalsem on kasutada makro vaikimisi määratud sätteid.

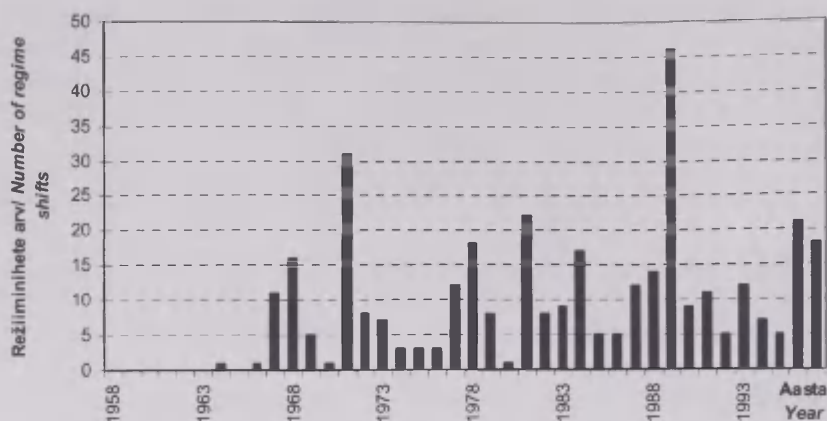
Lisaks peab arvestama, et STARS meetodiga tekivad aegridade lõppu tehislikud nihked. Neid peab S.N. Rodionov üheks oma meetodi tugevuseks, kuna see võimaldab teha prognoose (Rodionov, Overland, 2005). Tegelikult on tegemist meetodi omapäraga. Nagu näitasid eksperimendid juhusliku arvu generaatoriga, leiab meetod praktiliselt iga aegrea lõpus režiiminihke. Täiesti võimalik, et COST733 tsirkulatsioonitüüpide esinemissagedustes toimus ka sajandivahetuse aastatel mõni sisuline muutus, kuid see informatsioon on varjutatud STARS meetodi poolt leitud juhuslike muutustega. Aegrea algusaastate puhul ilmneb tavaliselt vähe režiiminihkeid, kuid eriti kontrastsete muutuste puhul (joonis 1 ja 2), need siiski fikseeritakse. Aegrea keskossa jäävate režiiminihete hindamiseks on Rodionovi tööriist siiski küllaltki hea. Ometi tuleb ka siin tulemuste interpreteerimisel säilitada kriitika-meelt. STARS meetod on küllaltki tundlik aegridades toimuvate juhuslike võnkumiste ehk müra suhtes, mistõttu võib osa nihetest olla juhuslikku laadi. Sestap võiks tulevikus sarnaste analüüside juures kasutada kõrvuti erinevaid režiiminihke leidmise meetodeid, millede tulemused täiendaksid teineteist.

COST733 klassifikatsioonide omavaheline võrdlemine erinevate sarnasusindeksite alusel (Beck, Philipp, 2010; Philipp, Beck, 2010) tõi välja mõneti oodatava ja mõneti paradoksaalse tulemuse – klassifikatsioonid ei ole omavahel võrreldavad. Mis tähendab, et ühte ja seda sama õhurõhuvälja on erinevate klassifitseerimismeetoditega erinevalt defineeritud. Käesoleva töö kontekstis on oluline, et enamuse klassifikatsioonide puhul ilmnesid sarnased režiiminihked MSLP kaartide järgi suhteliselt samastel tsirkulatsioonitüüpidel. Tugev tüüpidevaheline korrelatsioon viitab, et need tsirkulatsioonitüübid esindavad ka sisuliselt sarnaseid tsirkulatsiooniolusid. Seega, kui statistilises mõttes on klassifikatsioonid raskesti võrreldavad, siis paljudes klassifikatsioonides on sarnaseid või mõnel juhul lausa identseid tsirkulatsioonitüüpe.

**Tabel 2.** 1989. aasta talvel ilmnenud positiivse režiiminihkega tsirkulatsioonitüübid jaotatuna gruppidesse MSLP kaartide alusel. Sulgudes on esimesena keskmine korrelatsioon samasse gruppi kuuluvate tsirkulatsioonitüüpidega. Järgnevad korrelatsioonid vastavalt Võru, Ristna ja Jõhvi ilmajaama talve keskmise õhutemperatuuriga. Kaldkirjas on tüübid, mille korral domineeriv kõrgrõhkkond asetseb Eestist läänes.

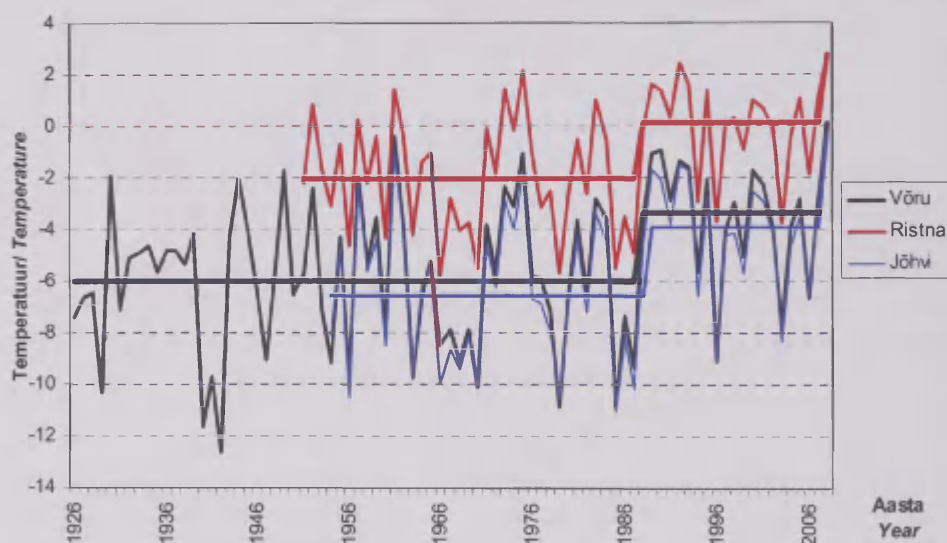
**Table 2.** Circulation types with a positive regime shift that appeared in the winter of 1989, divided into four classes according to the position of the dominating pressure system.

Madalrõhkkond loodes Types with dominating low pressure area in North-West	NNW_8 (0,33/0,50/0,49/0,52), KHC27_10(0,28/0,36/0,32/0,38), LUNDC27_1 (0,58/0,63/0,69/0,67), OGWSLP_1 (0,54/0,54/0,54/0,54), PCACA_3 (0,55/0,62/0,71/0,67), PCAXTR_9 (0,55/0,46/0,49/0,49), PCAXTRC18_7 (0,46/0,36/0,42/0,39), PETISCOC18_8 (0,37/0,65/0,63/0,65), SANDRA_15 (0,49/0,51/0,54/0,52), SANDRAC27_12 (0,46/0,52/0,58/0,54), SCHUEEPP_4 (0,47/0,43/0,48/0,47), SCHUEEPP_5 (0,40/0,28/0,33/0,32), ZAMG_17 (0,42/0,34/0,41/0,36)
Madalrõhkkond põhjas Types with dominating low pressure area in North	CKMEANSC18_16 (0,66/0,43/0,48/0,45), ESLPC09_9 (0,61/0,48/0,53/0,51), ESLPC18_11 (0,57/0,46/0,45/0,47), ESLPC18_14 (0,61/0,49/0,55/0,53), ESLPC27_15 (0,62/0,61/0,62/0,61), ESLPC27_16 (0,51/0,54/0,61/0,59), EZ850C10_4 (0,51/0,46/0,42/0,43), EZ850C10_6 (0,43/0,52/0,64/0,59), EZ850C30_14 (0,49/0,48/0,47/0,48), GWT_1 (0,64/0,48/0,50/0,48), GWTC10_1 (0,67/0,54/0,61/0,58), GWTC18_1 (0,64/0,48/0,50/0,48), GWTC26_2 (0,66/0,59/0,61/0,62), LITC18_15 (0,64/0,40/0,42/0,40), LITTC_19 (0,59/0,42/0,45/0,44), NNW_1 (0,41/0,47/0,54/0,50), NNW_4 (0,53/0,49/0,48/0,49), P27_26 (0,40/0,18/0,12/0,17), PCACAC09_2 (0,69/0,49/0,49/0,49), PCACAC18_15 (0,64/0,40/0,41/0,39), PCACAC27_19 (0,59/0,40/0,40/0,39), PCACAC27_21 (0,52/0,45/0,51/0,50), PCAXTRC09_8 (0,64/0,47/0,49/0,47), PCAXTRC18_14 (0,45/0,59/0,55/0,60), PECZELY_12 (0,44/0,46/0,51/0,51), PETISCO_5 (0,62/0,66/0,68/0,69), SANDRA_18 (0,59/0,42/0,41/0,43), SANDRAC18_3 (0,67/0,45/0,48/0,46), SANDRAC27_16 (0,57/0,37/0,36/0,39), WLKC09_8 (0,62/0,69/0,67/0,70), WLKC18_17 (0,58/0,64/0,61/0,64)
Madalrõhkkond kirdes Types with dominating low pressure area in North-East	KHC09_2 (0,65/0,40/0,49/0,43), LITTC_22 (0,42/0,39/0,40/0,38), LWT2_17 (0,42/0,15/0,27/0,21), PCACA_2 (0,54/0,44/0,47/0,46), PCAXTRC18_1 (0,55/0,37/0,47/0,43), PCAXTRKMC09_1 (0,68/0,38/0,47/0,42), PCAXTRKMC18_1 (0,68/0,40/0,49/0,45)
Kõrgrõhkkond edelas või läänes Types with dominating high pressure area in South –West or West	KHC27_23 (0,55/0,32/0,40/0,36), LUNDC18_16 (0,50/0,38/0,44/0,40), LUNDC27_16 (0,53/0,36/0,43/0,39), NNWC09_6 (0,64/0,55/0,65/0,60), NNWC18_3 (0,64/0,52/0,61/0,57), NNWC27_3 (0,62/0,50/0,57/0,55), EZ850C30_29 (0,32/0,23/0,27/0,29), KHC09_6 (0,53/0,12/0,24/0,17), SANDRASC18_5 (0,21/0,03/0,08/0,06)



**Joon. 9.** Režiiminihete arv pseudo-juhuslike klassifikatsioonide tsirkulatsioonitüüpide aasta summade aegridades. Aastad 1998–2001 on jooniselt välja jäetud.

**Fig. 9.** Number of regime shifts in the annual totals of circulation types of the pseudo-random classifications. The period 1998–2001 has been excluded.



**Joon. 10.** Talve (DJF) keskmise õhutemperatuuri aegread ja režiiminihked Võru, Ristna ja Jõhvi meteoroloogiajaamades.

**Fig. 10.** Time series and regime shifts of mean temperatures for the winter season (DJF) at the Võru, Ristna and Jõhvi meteorological stations in Estonia.

Üks sünoptilise klimatoloogia kriitilisemaid küsimusi on tsirkulatsioonitüüpide sisene varieeruvus (Yarnal, 1993). Lihtsustatult võib seda küsimust käsitleda seliselt – kui suur üldistus tüüpide keskmiste MSLP kaartide pilt ikkagi on? See tekitab küsimuse, kuivõrd osad tsirkulatsioonitüübid tegelikult erinevad teine-



teisest. Lisaks on kriitiline küsimus see, kas MSLP pildid kujutavad tsirkulatsiooni kui protsessi või kui „fotot“ antud päeva rõhuväljast? Ühest vastust nendele küsimustele sünoptilises klimatoloogias ei ole. Palju oleneb konkreetse klassifikatsiooni koostamise alustest. Sestap on antud juhul keeruline ka otsustada, kas 1989. aasta talvel positiivse nihke teinud kolm tsirkulatsioonitüüpide gruppi (madalrõhkkond Eestist loodes, põhjas või kirdes) moodustavad eraldi protsesside kogumid või pigem kirjeldavad ühe protsessi kolme faasi. Ilmselt osa automaatsetest klassifikatsioonidest ei fikseeri tsirkulatsiooni-protsesside dünaamikat, vaid vahendavad rõhkkondade positsiooni antud päeval. Näiteks klassifikatsioon PCACA27, mille puhul kolme tsirkulatsioonitüübi aegreas ilmnes negatiivne ja kahe tüübi puhul positiivne režiiminihe (tabel 1 ja 2). Tulevikus on sarnaste analüüsides puhul soovitatav kasutada võimalikult palju erinevaid klassifikatsioone, kuna erinevate meetoditega klassifitseeritud tsirkulatsioonitüübid kirjeldavad tsirkulatsiooni-protsesse mõnevõrra erinevalt. Seeläbi ilmnevad muutused tsirkulatsioonirežiimis komplekssemalt kui vaid ühte klassifikatsiooni uurides.

Statistilise analüüsi puhul tuleb alati arvestada võimalike vigadega algandmetes. Puuduste üle ERA-40 andmebaasis on diskuteeritud korduvalt, kuid peamiselt enne satelliidiajastu (st enne 1979) ja lõunapoolkera andmete puhul (näiteks Bromwich, Fogt, 2004; Simmons *et al.*, 2004; Bromwich *et al.*, 2007). Sellele, et 1989. aasta režiiminihe tuleneb muutustest ERA-40 õhurõhuvälja andmetes, viitavad režiiminihked COST733 genereeritud pseudo-juhuslike klassifikatsioonide aegridades (joonis 9), mis kasutavad samuti algandmetena mainitud andmebaasi rõhuväljade andmeid. Lisaks viitab kaudselt ERA-40 andmebaasile ka see, et enamuses niinimetatud subjektiivsetest klassifikatsioonidest (HBGWL, HBGWT, OGWL, PERRET) režiiminihkeid 1989. aastal ei ilmne. Võimalikud muutused ERA-40 andmebaasis vajaksid eraldi uurimist. Eelpool toodud vihjed on siiski vaid spekulatiivsed, sest näiteks analüüsiks võetud pseudo-juhuslike klassifikatsioonide hulk on väga väike. Mõne teise klassifikatsioonide valiku korral ei pruugi 1989. aasta nihe välja tulla.

1989. aasta nihe ei tule alati välja ka ilmastikuandmetest. Näiteks Ivanov, Evtimov (2010), kes analüüsisid muutusi põhjapoolkera õhutemperatuuri aegridades, ei leidnud režiiminihet 1989., vaid 1963. aastal. Toreti ja Desiato (2008) uurisid nihkeid Itaalia õhutemperatuuri trendides perioodil 1961–2004 ja leidsid üleminekuaastaks 1981.

Siiski võib COST733 klassifikatsioonides ilmnenud nihe peegeldada reaalseid kliimamuutusi. Üldiselt sobib 1989. aasta uue tsirkulatsioonirežiimi ehk epohhi algusaastaks väga hästi, kuna see langeb hästi kokku näiteks Eestis alanud pikaajalisest keskmisest soojemate ja lumevaesete talvede perioodi algusega. Ristnas ja Võrus ilmneb režiiminihe talve keskmistes õhutemperatuurides juba 1988. aastal, Jõhvis aga 1989 (vt joonis 10). Kaudselt viitab olulistele muutustele Läänemere piirkonnas ka režiiminihe kõrgemates õhukihtides puhuvate tuule suunas, mis ilmnes 1980ndate lõpus (Keevallik, Soomere, 2008). Keevallik (2011) on leidnud režiiminihkeid Vilsandi ja Tiirikoja ilmastikuandmete aegridades samuti just 1980ndate lõpus.



Edasist uurimist vajab küsimus, kas tegemist on lokaalse nähtusega või laiema ulatusega muutusega. Laiemale ulatusele viitavad mitmed okeanoloogilised ja mere-ökoloogilised uuringud. Näiteks artiklis Overland *et al.* (2008) on esitatud Vaikse ookeani põhjaosa ja Beringi mere mitmete hüdrooloogiliste, klimatoloogiliste ja bioloogiliste aegridade analüüs, kust tuleb režiiminihkena samuti välja aasta 1989. Väga põhjalikult on 1989. aasta režiiminihet Vaikse ookeani põhjaosas analüüsinud Hare ja Mantua (2000). Põhjapoolkera merepinna temperatuuri välja aegridu uurinud Yasunaka ja Hanawa (2002) eristasid ajavahemikul 1910ndad kuni 1990ndad kuus režiiminihet, nende hulgas ka 1988/1989.

Mitmetes lokaalseid kliimaatilisi olusid uurivates töödes tuleb 1980ndate lõpu muutus selgelt välja. Käesolevas töös toodule suhteliselt lähedase režiiminihke aja (1987/88) leidsid erinevaid kliima- ja ökosüsteemide andmeid uurides Saksamaa rannikul Schülter *et al.* (2008) ning Põhjamere kohta Beaugrand (2004) ja Weijerman *et al.* (2005). Viiteid 1980ndate lõpus Põhja-Atlandil toimunud režiiminihetest on leidnud deYoung *et al.* (2004). Pikaajalist (1659–2002) Balti talve indeksit (WIBIX) uurides jõudsid Hagen ja Feistel (2005) järeldusele, et Lääne-mere piirkonna talvedes on täheldatavad mitmed perioodid, mil valitsevad kas kontinentaalsed (karmid) või merelised (pehmed) ilmastikuolud. Viimane, merelise kliimaga periood algas mainitud töö järgi 1988. aastal.

Kokkuvõtteks võib öelda, et eelnevast ilmneb seoste ahel merepinna temperatuuri, atmosfääri üldise tsirkulatsiooni ja kohaliku ilmastiku vahel. Samas tuleb silmas pidada, et erinevad algandmed, aegread ja režiiminihke määramise meetodid võivad anda erinevaid tulemusi.

## **Tänuavaldused**

Tööd on toetatud Eesti Haridus- ja Teadusministeeriumi sihtfinantseerimis-projektist SF0180127s08 ning ETF grandist 7526. Töös on kasutatud Euroopa Liidu poolt rahastatud projekti COST733 andmeid. Autor tänab inspiratsiooni eest Krakowis toimunud COST733 konverentsi.

## **Kirjandus**

- Beck, C., Philipp, A., 2010. Evaluation and comparison of circulation type classifications for the European domain. *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C*, 35, 374–387.
- Beaugrand, G., 2004. The North Sea regime shift: evidence, causes, mechanisms and consequences. *Progress in Oceanography*, 60, 245–262.
- Bromwich, D.H., Fogt, R.L., 2004. Strong trends in the skill of the ERA-40 and NCEP–NCAR reanalyses in the high and midlatitudes of the Southern Hemisphere, 1958–2001. *J. Climate*, 17, 4603–4619.
- Bromwich, D.H., Fogt, R.L., Hodges, K.I., Walsh, J.E., 2007. A tropospheric assessment of the ERA-40, NCEP, and JRA-25 global reanalyses in the polar regions. *J. Geophys. Res.*, 112, D10111, doi: 10.1029/2006JD007859.

- Cahynová, M., Huth, R., 2009. Long-term trends in the frequency of atmospheric circulation types in European regions. *Geophysical Research Abstracts*, 11, EGU2009-7543-1, EGU General Assembly 2009.
- D'Arrigo, R., Wilson, R., 2006. On the Asian expression of the PDO. *Int. J. Climatol.* 26, 1607–1617.
- Degirmendžić, J., Kożuchowski, K., Wibig, J., 2000. Epoki cyrkulacyjne XX wieku i zmienność typów cyrkulacji atmosferycznej w Polsce. *Przegl. Geofizyczny*, XLV, 3–4.
- deYoung, B., Harris, R., Alheit, J., Beaugrand, G., Mantua, N., Shannon, L., 2004. Detecting regime shifts in the ocean: data considerations. *Progress in Oceanography*, 60, 143–164.
- deYoung, B., Jarre, A., 2007. Regime shifts: methods of analysis. *Encyclopedia of Ocean Sciences* (toim.) J. Steele, S. Thorpe and K. Turekian.
- Donnelly, A., Cooney, T., Jennings, E., Buscardo, E., Jones, M., 2009. Response of birds to climatic variability; evidence from the western fringe of Europe. *Int. J. Biometeorol.*, 53, 211–220.
- Girs, A.A., 1971. Mnogoletnije kolebanija atmosfernoj cirkulacii i dolgosročnyje gidrometeorologičeskie prognozy. *Gidrometeoizdat, Leningrad*.
- Girs, A.A., 1974. Makrocirkuljacionnyi metod dolgosročnyh meteorologičeskikh prognozov. *Gidrometeoizdat, Leningrad*.
- Girs A.A., 1977. Mnogoletnije preobrazovanija form atmosfernoj cirkulacii i kolebanija klimatov različnyh rajonov severnogo polušarija. *Klimatologija i sverchdolgosročnyj prognoz. Gidrometeoizdat, Leningrad*.
- Hagen, E., Feistel, R., 2005. Climatic turning points and regime shifts in the Baltic Sea region: the Baltic winter index (WIBIX) 1659–2002. *Boreal Env. Res.*, 10, 211–224.
- Hare, S.R., Mantua, N.J., 2000. Empirical evidence for North Pacific regime shifts in 1977 and 1989. *Progress in Oceanography*, 47, 103–45.
- Huth, R., 2010. Synoptic-climatological applicability of circulation classifications from the COST733 collection: First results. *Phys. Chem. Earth, Parts A/B/C*, 35, 388–394.
- Huth, R., Beck, C., Philipp, A., Demuzere, M., Ustrnul, Z., Cahynová, M., Kysely, J., Tveito, O.E., 2008. Classifications of atmospheric circulation patterns. *Recent Advances and Applications. Annals of the New York Academy of Sciences*, 1146, 105–152.
- Ivanov, M.A., Evtimov, S.N., 2010. 1963: the break point of the Northern Hemisphere temperature trend during the twentieth century. *Int. J. Climatol.*, 30, 1738–1746.
- Keevallik, S., Soomere, T., 2008. Shifts in early spring wind regime in North-East Europe (1955–2007). *Climate of the Past*, 4, 147–152.
- Keevallik, S., 2011. Shifts in meteorological regime of late winter and early spring in Estonia during recent decades. *Theor. Appl. Climatol.*, 105, 209–215.
- Litzow, M.A., 2006. Climate regime shifts and community reorganization in the Gulf of Alaska: how do recent shifts compare with 1976/1977? *ICES Journal of Marine Science*, 63, 1386–1396.
- Overland, J.E., Rodionov, S., Minobe, S., Bond, N., 2008. North Pacific regime shifts: definitions, issue and recent transitions. *Progress in Oceanography*, 77, 92–102.
- Philipp, A., 2010. Pseudo random classification of circulation patterns – comparison to deliberate methods. *Geophysical Research Abstracts*, 12, EGU2010-14814, EGU General Assembly.
- Philipp, A., Bartholy, J., Beck, C., Erpicum, M., Esteban, P., Fettweis, X., Huth, R., James, P., Jourdain, S., Kreienkamp, F., Krennert, T., Lykoudis, S., Michalides, S.C., Pianko-Kluczynska, K., Post, P., Rasilla Álvarez, D., Schiemann, R., Spekat, A., Tymvios, F.S.,

2010. Cost733cat – a database of weather and circulation type classifications. *Phys. Chem. Earth, Parts A/B/C*, 35, 360–373.
- Philipp, A., Beck, C., 2010. Similarity and variety of weather and circulation type classifications for the European domain. *Phys. Chem. Earth*, submitted.
- Riley, W.J., 2008. Algorithms for frequency jump detection. *Metrologia*, 45, 154–161.
- Rodionov, S.N., 2004. A sequential algorithm for testing climate regime shifts. *Geophys. Res. Lett.*, 31, L09204, doi: 10.1029/2004GL019448.
- Rodionov, S.N., Overland, J.E., 2005. Application of a sequential regime shift detection method to the Bering Sea ecosystem. *ICES Journal of Marine Science.*, 62, 328–332.
- Rodionov, S.N., 2006. The use of prewhitening in climate regime shift detection. *Geophys. Res. Lett.*, 31, L12707, doi: 10.1029/2006GL025904.
- Sepp, M., Saue, T., 2011. Modelleeritud kartulisaaagikuse seosed atmosfääri üldise tsirkulatsiooniga. *Publ. Inst. Geogr. Univ. Tartuensis*, 109, 96–109.
- Simmons, A.J., Jones, P.D., da Costa Bechtold, V., Beljaars, A.C.M., Kållberg, P.W., Saarinen, S., Uppala, S.M., Viterbo, P., Wedi, N., 2004. Comparison of trends and low-frequency variability in CRU, ERA-40, and NCEP/NCAR analyses of surface air temperature. *J. Geophys. Res.*, 109, D24115, DOI: 10.1029/2004JD005306.
- Schlüter, M.H., Merico, A., Wiltshire, K.H., Greve, P., von Storch, H., 2008. A statistical analysis of climate variability and ecosystem response in the German Bight. *Ocean Dynamics*, 58, 169–186.
- Uppala, S.M., Kållberg, P.W., Simmons, A.J., Andrae, A., da Costa Bechtold, V., Fiorino, M., Gibson, J.K., Haseler, J., Hernandez, A., Kelly, G.A., Li, X., Onogi, K., Saarinen, S., Sokka, N., Allan, R.P., Andersson, E., Arpe, K., Balmaseda, M.A., Beljaars, A.C.M., van de Berg, L., Bidlot, J., Bormann, N., Caires, S., Chevallier, F., Dethof, A., Dragosavac, M., Fisher, M., Fuentes, M., Hagemann, S., Hólm, E., Hoskins, B.J., Isaksen, I., Janssen, P.A.E.M., Jenne, R., McNally, A.P., Mahfouf, J.-F., Morcrette, J.-J., Rayner, N.A., Saunders, R.W., Simon, P., Sterl, A., Trenberth, K.E., Untch, A., Vasiljevic, D., Viterbo, P., Woollen, J., 2005. The ERA-40 re-analysis. *Q. J. Royal Meteorol. Soc.*, 131, 2961–3012.
- Weijerman, M., Lindeboom, H.J., Zuur, A.F., 2005. Regime shifts in marine ecosystems of the North Sea and Wadden Sea. *Marine Ecology Progress Series*, 298, 21–39.
- Yarnal, B., 1993. *Synoptic climatology in environmental analysis*. Belhaven Press, London.
- Yasunaka, S., Hanawa, K., 2002. Regime shifts found in the Northern Hemisphere SST Field. *Journal of the Meteorological Society of Japan*, 80, 119–135.

## **Regime shift in atmospheric circulation in the Baltic Sea region**

Mait Sepp

University of Tartu, Department of Geography

### **Summary**

Rodionov's method for the study of regime shifts was used to analyse the time series of the frequencies of the circulation types generated by COST733. The circulation types were generated from the ERA-40 air pressure field data that cover the period 1957–2002. The Baltic Sea region (domain 05 in COST733) was the area under observation. In total, approximately 1300 circulation types from 73 different classifications were analysed. Rodionov's method was verified by testing additional data sets, including the 110-year time

series of the Vangengeim-Girs classification, pseudo-random classifications, and time series generated using a random number generator. The results of the tests showed that Rodionov's method tends to produce artificial regime shifts that appear at the end of a time series. By eliminating these artificial shifts, it was possible to see the significant regime shift that occurred in 1989. This shift was particularly evident in the winter season. Maps of mean sea level pressure were analysed in order to assess the nature of the circulation types that exhibited the regime shift in winter. The results showed that there has been an abrupt increase in the frequency of the circulation types associated with mild winters. A negative shift occurred in the circulation types associated either with high pressure areas in the Baltic Sea region, or with heavy snowfall. The regime shift that took place at the end of the 1980s has been discussed in a number of studies of sea surface temperature and marine ecology. In 1988 and 1989, there was also a regime shift towards warmer conditions, as evidenced by the time series of average winter air temperatures measured at three Estonian weather stations.



## **Modelleeritud kartulisaagikuse seosed atmosfääri üldise tsirkulatsiooniga**

Mait Sepp

Tartu Ülikooli geograafia osakond

Triin Saue

Eesti Maaviljeluse Instituut

### **1. Sissejuhatus**

Elusloodus ja kliima on omavahel tihedalt seotud. Uurijatele on ammu teada, et paljud väga erinevad eluslooduse, sh eriti taimekasvu ja -arengu näitajad on otseselt või kaudsemalt sõltuvad ilmastikutingimustest (nt Wielgolaski, 1966; 1980; Budyko, 1971; Tooming, 1977; 1984; Nishiyama, 1984; Bollmann *et al.*, 1986; Chmielewski, Köhn, 2000; Pensa *et al.*, 2006). Palju on uuritud seoseid nt õhutemperatuuri ja taimede fenoloogiliste faaside ajastuse vahel (nt Ahas *et al.*, 2000; Sparks *et al.*, 2000; Saue, Kadaja, 2005), viimastel kümnenditel on sel teemal enim keskendutud kliimamuutustega seonduvale, näiteks on kirjeldatud trende kevade algust märkivate sündmuste saabumises keskmistel ja suurtel laiustel (Chmielewski, Rötzer, 2002; Schwarz, Reiter, 2000; Defila, Clot, 2001; Badeck *et al.*, 2004), suhteid õhutemperatuuri muutuste ja fenofaaside saabumise varieeruvuse vahel (Beaubien, Freeland, 2000; Schmerbach, 2000; Chmielewski, Rötzer, 2002; Menzel, 2003; Chmielewski *et al.*, 2004), vegetatsiooni-perioodi pikenemist (Menzel, Fabian, 1999; Chmielewski, Rötzer, 2001).

Sageli ei ole uuritavad näitajad sõltuvad vaid ühest meteoolemendist, vaid mitme ilmastikunäitaja kombinatsioonist. Sellisel juhul jäävad taimekasvu iseloomustavate näitajate seosed traditsiooniliste meteoroloogiliste näitajatega (õhutemperatuur, sademed) suhteliselt nõrgaks (nt Saue, Kadaja, 2009; Saue *et al.*, 2010). Lisaks reageerivad taimed keskkonnatingimustele enamasti mittelineaarselt (Nonhebel, 1994). Näiteks võib põllumajandustaimede saak väheneda temperatuuri või sademete varieeruvuse suurenedes (Semenov, Porter, 1995; Semenov *et al.*, 1996). Seetõttu pakuvad eriti huvi tööd, mis suhtuvad asjasse komplekssemalt ja kirjeldavad nt seoseid taimede kasvu ja arengu ning ilmastikku kujundavate jõude vahel (Beaubien, Freeland, 2000; Scheifinger *et al.*, 2002; Menzel, 2003).

Geograafilise laiuse järgi asub Eesti suhteliselt kaugel põhjas. Samadel laiuskraadidel Siberis ja Kanadas on palju karmimad ilmastikutingimused. Nagu teada, muudab Atlandi ookeani suhteline lähedus ja sealt kanduvad õhumassid kogu Läänemere piirkonna ilmastiku pehmemaks. Eesti asub kahe õhurõhukeskuse mõjuala piiril ja sinne ilmastik on suuresti ära määratud Islandi miinimumi ja Siberi maksimumi käitumisest. Seega on üheks peamiseks Eesti ilmastikku ja sellega ka vegetatsiooni suunavaks jõuks atmosfääri üldine tsirkulatsioon.

Atmosfääri üldist tsirkulatsiooni saab kirjeldada mitmeti. Üks võimalusi, mida kasutab sünoptiline klimatoloogia, on atmosfääri üldise tsirkulatsiooni klassifitseerimine vastavalt madal- ja kõrgrõhkkondade positsioonile, frontide asukohale jne, suhteliselt väikeseks arvuks ilma- ehk tsirkulatsioonitüüpideks (Barry, Carleton, 2001; Barry, Perry, 1973; Yarnal, 1993).

Selliseid tüüpe võib ka vaadelda kui erinevate meteoroloogiliste näitajate integraali. Vastavalt madal- ja kõrgrõhkkondade positsioonile ja sellega kaasnevale õhuvoolule võib otsustada, kas antud ilmatüübi korral on uuritavas kohas näiteks päikesepaisteline, soe ja sademeteta, või suhteliselt jahe ja sajune ilm.

Euroopa kontekstis on üsna tavaline eluslooduse näitajate võrdlemine NAO indeksiga (näiteks Menzel, 2003; Pettorelli *et al.*, 2005; Stenseth *et al.*, 2002; Vicente-Serrano, Heredia-Laclaustraa, 2004). Tsirkulatsioonitüüpide klassifikatsioone on NAO indeksiga võrreldes kliimanäitajana kasutatud harva. Näiteks Aasa *et al.* (2004) uurisid erinevate fenoloogiliste faaside seoseid Kesk- ja Ida-Euroopas atmosfääri tsirkulatsiooni klassifikatsioonidega. Leiti, et varajaste faaside saabumine on väga heas korrelatsioonis mõningate tsirkulatsioonitüüpide esinemissagedusega. Samas leidsid Pensa *et al.* (2006), kes uurisid männi juurdekasvu näitajaid Eestis ja Soomes ning nende seoseid tsirkulatsioonitüüpidega, et korrelatsioonid on suhteliselt nõrgad ja ilmnevad vaid seal, kus männi juurdekasv on niigi limiteeritud konkreetsest meteoroloogilisest suurusest (temperatuurist). Eriti nõrgaks jäid seosed Eestis, mis asub männi optimaalsel kasvualal. Sünoptilise klimatoloogia meetodite rakendamist dendroklimatoloogias on põhjalikult käsitlenud Hirschboeck *et al.* (1996).

Käesoleva töö eesmärgiks on uurida atmosfääri üldise tsirkulatsiooni mõjusid kartuli saagikusele Eestis. Täpsemalt uurisime, kuidas mõjutavad kevadised, suvised ja aasta summaarsed tsirkulatsiooniolud varajase ja hilise kartuli saagikust Eesti kolmes erinevas punktis, mis esindavad mõnevõrra erinevaid kliimaatilisi tingimusi. Vaatamata sellele, et Eesti on pindalalt suhteliselt väike, esinevad siin küllaltki märgatavad ilmastiku erinevused ranniku, Läänemere saarte ja sisemaa vahel. Sekundaarseks eesmärgiks on hinnata, milline klassifitseerimismeetod seostub kartulisaaagikusega kõige paremini ja kas esineb vahe erinevate tüüpide arvuga klassifikatsioonide vahel.

## **2. Andmed ja metoodika**

### **2.1. Kartuli andmed**

Kartuli andmetena kasutati kartuli produktsiooniprotsessi mudeli POMOD (Sepp, Tooming, 1991; Kadaja, Tooming, 2004) abil arvutatud meteoroloogiliselt võimaliku saagi (MVS) aegridu. MVS, maksimaalne saak, mida antud liik ja sort on võimeline saavutama antud meteoroloogiliste tingimuste juures, võimaldab hinnata erinevate aastate ja asukohtade agrometeoroloogilisi ressursse; selle pikaajaline keskmine iseloomustab agrokliimaatilisi ressursse (Sepp, Tooming, 1991). Mudel POMOD kasutab sisendandmetena igapäevaseid meteoandmeid, kevadisi veevaru

väärtusi, temperatuuri püsiva tõusu kuupäeva üle 8 °C, esimese ja viimase öökülma kuupäevi ja kuupäeva, mil temperatuur langeb püsivalt alla 7 °C. Erinevaid asukohti iseloomustatakse nende geograafiliste koordinaatide ja mulla hüdroloogiliste parameetrite (närbumisniiskus, väliveemahutavus, maksimaalne veemahutavus) kaudu. Kartulisorti iseloomustavate bioloogiliste parameetritena kasutatakse fotosünteesi ja hingamise parameetreid ja kasvufunktsioone. Töös on kasutatud kolme Eesti meteojaama (Tallinn, Tartu, Kuressaare) iseloomustavat andmestikku ja kahe kartulisordi (varane Maret, hiline Anti) bioloogilisi parameetreid (Saue, Kadaja, 2009).

Nagu teada, esindab Kuressaare Lääne-Eesti saarestikule tüüpilist merelist kliimat. Tartu, mis paikneb Eesti mandrialal on enamasti kontinentaalse kliima mõju all. Tallinna meteojaam asub küll rannikul, kuid jääb oma kliimatilistelt oludelt Tartu ja Kuressaare vahepeale.

## **2.2. Tsirkulatsiooni andmed**

Tsirkulatsiooni andmetena kasutati atmosfääri tsirkulatsiooni klassifikatsioone mis on genereeritud COST projekti 733 (COST 733, <http://cost733.met.no/>) poolt. Analüüsiti COST 733 kataloogi 1.2 (Huth *et al.*, 2008; Huth, 2010; Philipp *et al.*, 2010) klassifikatsioone, mida on kokku 73. Kasutatud klassifikatsioonid on genereeritud COST 733 jaotuse järgi domeeni 05 (53–68°pl, 8–34°ip) tarvis. Klassifikatsioonid on jagatud kahe nomenklatuurse tunnuse järgi: vastavalt klassifikatsioonis sisalduvate tsirkulatsioonitüüpide arvu või klassifitseerimismeetodi järgi (tabel 1).

Esimese lähenemise järgi jaotuvad need nelja rühma: originaalklassifikatsioonid, 9, 18 ja 27 tüübiga klassifikatsioonid. Originaalklassifikatsioonide rühma kuuluvad need, mille puhul pole tsirkulatsioonitüüpide arvu muudetud ja see vastab klassifikatsiooni autorite poolt määratule. Olenevalt klassifikatsioonist jääb see arv 5 ja 40 vahele. 9, 18 ja 27 tüübilised klassifikatsioonid on tavaliselt originaalklassifikatsioonide teisendused, mille puhul on originaalklassifikatsiooni meetodeid aluseks võttes tsirkulatsioonitüübid ümberklassifitseeritud nii, et tekkiks vastavalt 9, 18 või 27 tüüpi. Tuleb aga silmas pidada, et mõningatel juhtudel ei vasta tüüpide arv täpselt klassifikatsiooni määratlusele, vaid on sellele ligilähedane – st 9-tüübilise klassifikatsiooni alla kuuluvad ka need, millel on kas 8 või 10 tsirkulatsioonitüüpi.

Klassifitseerimismeetodite järgi jagatakse klassifikatsioonid viieks (Huth *et al.*, 2008; Huth, 2010; Philipp *et al.*, 2010) – manuaalsed, piirmäära-, peakomponentanalüüsi, liider- ja optimeerimismeetodil koostatud klassifikatsioonid (tabel 1).

Hindamaks kartuli saagikuse seoseid atmosfääri tsirkulatsiooniga arvutati lineaarne korrelatsioon tsirkulatsioonitüüpide esinemissageduse ja modelleeritud kartulisaagi vahel. Tsirkulatsiooniandmete poolelt olid võrreldavateks suurusteks tüüpide esinemissagedus aasta summana, kevadel (märts, aprill, mai) ja suvel (juuni, juuli, august). Kuna tsirkulatsioonitüübid genereeriti ERA-40 õhurõhu võrgustiku andmete alusel, siis algab käesolevas töös kasutatavate klassifikatsioonide

aegrida 1. septembriga 1957 ja lõpeb 31. augustiga 2002. Seetõttu on tsirkulatsioonitüüpide esinemissageduste aegrida aasta puhul perioodiga 1958–2001, sügisel 1957–2001 ja suvel 1958–2002. Selline üheaastane nihe aegridades siiski ei mõjuta lõpptulemust. Statistilise usaldusväärsuse tasemeks valisime  $p < 0,01$ .

Peale korrelatsioonide arvutamist vaadati COST 733 kataloogist iga statistiliselt olulise korrelatsiooniga tsirkulatsioonitüübi maalähedase õhurõhuvälja tüüpkaarti (MSLP) ja otsustati, millised ilmastikuolud antud tüübi korral Eestis valitsevad.

**Tabel 1.** Analüüsis kasutatud COST 733 poolt genereeritud tsirkulatsiooni klassifikatsioonid, nende nomenklatuur ja tüüpide arv. Sulgudes on näidatud tsirkulatsioonitüüpide tegelik arv vastavalt aastas, kevadel ja suvel.

**Table 1.** The circulation classifications generated by COST Action 733 used in the analysis, their nomenclature and number of types. In parentheses there is the actual number of circulation types respectively in a year, in spring and in summer.

Klassifikatsioon meetodi/ tüüpide arvu alusel Classification by method/no of types	Originaalne Original	9
Manuaalne Subjective	PECZELY (13/13/13) SCHUEEPP (40/40/40) ZAMG(43/43/42)	HBGWT(11/11/11)
Piirmäära- Thresholds	GWT(18/18/18) WLKC733(40/39/39)	GWTC10(10/10/10) LITADVE(9/9/9) LWT2C10(10/10/10) WLKC09(9/9/9)
Peakomponent-analüüsi PCA	P27(27/27/27) PCAXTR(12/12/12) TPCA07(7/7/7) TPCAV(9/9/9)	P27C08(8/8/8) PCAXTRC09(10/10/10) TPCAC09(8/8/8)
Liider Leader	EZ850C10(10/10/10) EZ850C20(20/20/18) EZ850C30(30/30/25) LUND(10/10/10) PETISCO(26/26/26)	ESLPC09(9/9/9) KHC09(9/9/9) LUNDC09(9/9/9) PETISCOC09(9/9/9)
Optimiseerimismeetod Optimization	NNW(9/9/7) PCACA(5/5/5) PCAXTRKM(12/12/12) SANDRA(19/19/18) SANDRAS(30/30/20)	CKMEANSCO9(9/9/9) NNWC09(9/9/9) PCACAC09(9/9/9) PCAXTRKMC09(10/10/10) SANDRAC09(9/9/9) SANDRASC09(9/9/9)



Klassifikatsioon meetodi/ tüüpide arvu alusel Classification by method/no of types	18	27
Manuaalne Subjective	—	HBGWL (30/30/30) OGWL(29/29/29) OGWLSLP(29/29/29) PERRET(31/31/31)
Piirmäära Thresholds	GWTC18(18/18/18) LITC18(18/18/18/18) LWT2C18(18/18/18) WLKC18(18/18/18)	GWTC26(26/26/26) LITTC(27/27/27) LWT2(26/26/26) WLKC28(28/28/28)
Peakomponentanalüüsi PCA	P27C16(18/18/18) PCAXTRC18(16/16/16) TPCAC18(17/17/17)	P27C27(27/27/27) TPCAC27(28/28/28)
Liider Leader	ESLPC18(18/18/16) KHC18(18/18/18) LUNDC18(18/18/18) PETISCOC18(18/18/18)	ESLPC27(27/27/26) KHC27(27/27/27/27) LUNDC27(27/27/27) PETISCOC27(27/27/27)
Optimiseerimismeetod Optimization	CKMEANSC18(18/18/18) NNWC18(18/18/18) PCACAC18(18/18/18) PCAXTRKMC18(16/16/16) SANDRAC18(18/18/18) SANDRASC18(18/18/17)	CKMEANSC27(27/27/25) NNWC27(27/27/26) PCACAC27(27/27/27) SANDRAC27(27/27/24) SANDRASC27(27/27/26)

Tsirkulatsiooni klassifikatsioonide seisukohalt on oluline küsimus, milline klassifikatsioon, või laiemalt, millisesse nomenklatuursesse klassi kuuluvad klassifikatsioonid kirjeldavad kõige paremini kartuli saagikust Eestis. Eeldame, et kõige parem klassifikatsioon on selline, millel on kõige rohkem tugevaid korrelatsioone andnud tsirkulatsioonitüüpe. Selleks summeerisime iga klassifikatsiooni puhul nende tsirkulatsioonitüüpide arvu, mis andsid erinevate kartuliridadega ja erineval hooajal usaldusväärse korrelatsiooni. Siinjuures tuleb arvestada, et sageli need tsirkulatsioonitüübid kattusid – st näiteks kui sama tüüp andis Kuressaares tugeva suvise seose nii Mareti, kui ka Anti jaoks, siis läks see summa arvestusse kirja kahe tüübina. Et paremuse arvestamisel tugevat seost andnud tsirkulatsioonitüüpide kaalu ühtlustada, jagati summa klassifikatsiooni tsirkulatsioonitüüpide arvuga.

### 3. Tulemused ja diskussioon

Kõikide klassifikatsioonide peale on selliseid tsirkulatsioonitüüpe, mille aasta, kevade või suve esinemissageduse aegread andsid kartulite saagikusega statistiliselt olulisi korrelatsioone kokku 425. Need tsirkulatsioonitüübid annavad erinevate sesoonide, jaamade ja sortide kombinatsioonide peale kokku 786 statistiliselt olulist korrelatsioonikoefitsienti (tabel 2). Kõikides analüüsitud klassifikatsioonides on vähemalt üks tsirkulatsioonitüüp, millel on vähemalt üks statistiliselt oluline seos

kartuli saagikusega kas Kuressaares, Tallinnas või Tartus. Samas, väga suurel osal tsirkulatsioonitüüpidel (kokku 194-l) esineb vaid üks statistiliselt oluline korrelatsioon. Maksimaalne korrelatsioonide arv ühe tsirkulatsioonitüübi kohta oli 6 (PCACAC18 tüüp 14 ja SANDRA tüüp 11). Siiski pole ühtegi klassifikatsiooni, mille tsirkulatsioonitüübid kirjeldaksid saagikust mõjutavaid atmosfääriprotsesse kõigis kolmes meie poolt vaadeldavas vaatluspunktis korraga. Seega pole kasutatud 73 klassifikatsiooni seas ühtegi niiõelda ideaalset, mille tsirkulatsioonitüübid kirjeldaksid kõiki kartuli saagikust mõjutavaid ilmastikuprotsesse kogu Eesti ulatuses. Tuleb aga rõhutada, et korrelatsiooni-analüüsil kasutati suhteliselt kõrget usaldus-taseme piiri (99%).

Korrelatsioonianalüüs kartuli saagikuse ja tsirkulatsioonitüüpide vahel näitab üsna sümptomaatiliselt seda, et reeglina on negatiivseid seoseid andvaid tsirkulatsioonitüüpe rohkem. Seega väljenduvad selgemalt need tüübid, mille korral kartuli saagikus otseselt kannatab (tabel 2).

**Tabel 2.** Statistiliselt usaldusväärsete ( $p < 0,01$ ) korrelatsioonide arv (lugejas) ja MSLP kaartidel domineerivate rõhkkondade positsioon (nimetajas). N – negatiivne, P – positiivne korrelatsioon. L – madalrõhkkond, H – kõrgrõhkkond. Vastavate ilmasuunda tähistavate tähtedega (N – põhi, W – lääs jne) on märgitud domineeriva rõhkkonna positsioon Eesti suhtes. C – domineeriv rõhkkond asetseb domeeni keskel. ? – olukorrad, mil domineerivat rõhkkonda või selle positsiooni ei saa üheselt määratleda.

**Table 2.** The number of circulation types with statistically significant ( $p < 0.01$ ) correlation and dominating pressure areas on the MSLP type map. N-negative correlation, P-positive correlation; L-low and H-high pressure area, C-center, other letters mark the general direction of air masses (e.g. N – north etc.) that flow into Estonia depending on the position of pressure areas, ? – situation where the dominating pressure area or the direction of air masses cannot be clearly determined.

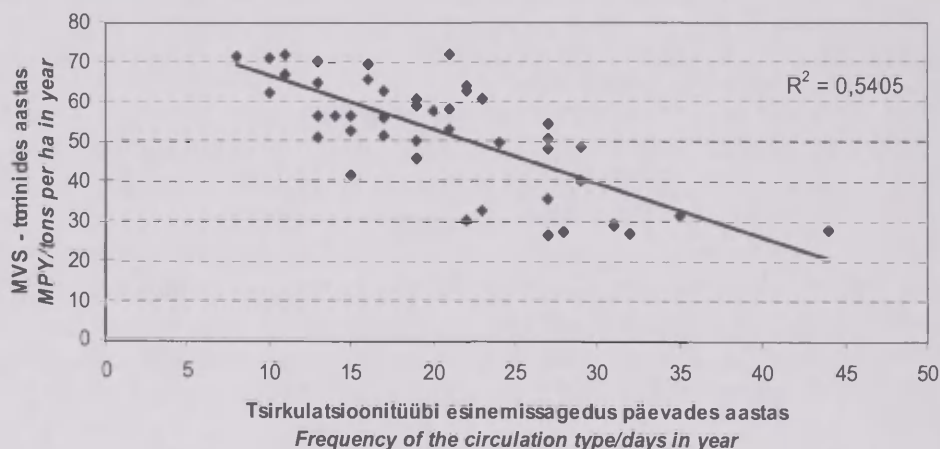
Period Period	Seos Relation- ship	'Maret'			'Anti'		
		Tartu	Tallinn	Kures- saare	Tartu	Tallinn	Kures- saare
Aasta Year	N	11/LC	9/LC	18/HW	27/LC-LE	11/(H)N	94/HW
	P	1/L	3/LW	28/H-L	1/L	8/LW	58/LC
Kevad Spring	N	17/LC	17/LE-LC	11/LC	15/LC	2/L	–
	P	5/H	1/HC	2/L	–	1/L	2/L
Suvi Summer	N	11/LNW	16/HC- HW	83/HC	10/LNW	2/?	127/HC- HW
	P	3/HW	11/L	70/LC	2/(?)N	2/?	107/L

Selged vahed ilmnevad nii uuritavate geograafiliste punktide kui ka aastaegade vahel. Kui võtta aluseks statistiliselt oluliste tsirkulatsioonitüüpide arv, siis paistab eelkõige silma suvi ja Kuressaare. Kartulisortidest on hiline sort Anti tsirkulatsioonitüüpidega paremini seoses, seda eriti Kuressaares. Varase Maret'i aegridade puhul on olulisi seoseid andvaid tüüpe kuni kümme korda vähem. Sarnased seosed ilmnevad ka aasta summades.

Kevadel on tugevate seostega tüüpe mõnevõrra üllatuslikult vähe. Tundub, et kevadised tsirkulatsiooniolud ei mõjuta kartuli saagikust. Pisut tundlikumad kevadel toimuva suhtes on mandril varajased kartulid. Kuressaare kartuleid praktiliselt kevadised olud ei mõjuta. Põhjus on ilmselt selles, et mudelis algavad kartulitaimede arengut iseloomustavad arvutused sedavõrd hilistest kuupäevadest, et eelneva talve ega ka varajase kevade tsirkulatsiooniolud ei saa kartuli saagi kujunemist otseselt mõjutada. Siin kasutatavate mudeliandmete puhul algavad arvutused nimelt hetkest kui õhutemperatuur tõuseb püsivalt üle 8°C. Kuigi sageli lükkavad öökülmad selle kuupäeva veel edasi, on kõige varasemaks arvutuste algusküüpäevaks 1. mai. Seega märtsi ja aprilli ilmastik ei mõjuta kartulisaaki otseselt, vaid ainult mulla temperatuuri ja veevaru kaudu.

Mõnevõrra üllatav on aasta summade arvukas seos kartuli saagikusega. Näiteks ka käesolevas analüüsis leitud suurima absoluutväärtusega korrelatsioon ( $r = -0,74$ ) on klassifikatsiooni TPCAC18 tüübi 12 esinemissageduse aasta summa ja Kuressaare Anti MVS vahel (joon. 1).

Selliste seoste põhjusi võib olla kaks. Esiteks võib eeldada, et näiteks need tsirkulatsioonitüübid, mis seostuvad karmimate talveoludega, põhjustavad suvel põuda. Kuid, nagu nähtub kevade tsirkulatsioonitüüpide korrelatsioonidest, talveolud modelleeritud kartulisaaagikust eriti ei mõjuta. Teine võimalik põhjus on, et suvel kartulisaaagikust negatiivselt (positiivselt) mõjutava tsirkulatsioonitüübi esinemissagedus on suhteliselt kõrgem kogu aasta või vähemalt vegetatsiooniperioodi vältel ja aasta summas suviste korrelatsioonide mõju lihtsalt kumuleerub.



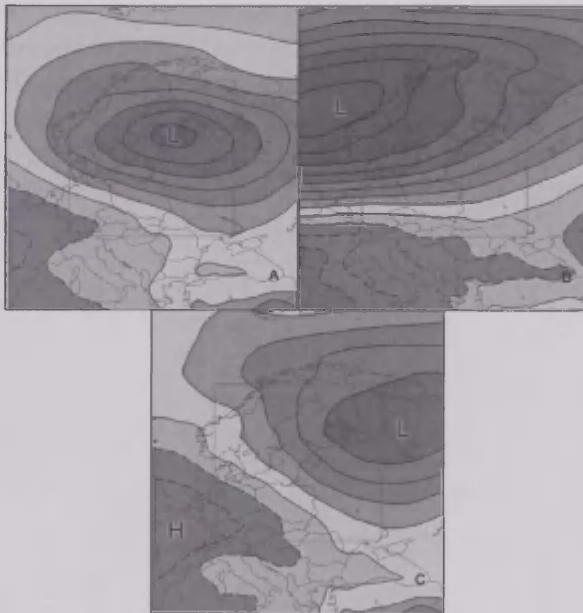
**Joon. 1.** Korrelatsioon TPCAC18 tüübi 12 esinemissageduse aasta summa ja Kuressaare Anti MVS vahel ( $r = -0,74$ ).

**Fig. 1.** Correlation between the annual frequency time-series of classification TPCAC18 type 12 and Anti MPY in Kuressaare ( $r = -0.74$ ).

Kui vaadata millised tsirkulatsioonitüübid annavad kartuli saagikusega statistiliselt olulisi korrelatsioone klassifikatsioonide kaupa, siis võib üldistatult öelda, et need

moodustavad MSLP kaardipildi alusel otsustades omavahel suhteliselt sarnaseid rühmasid. See tähendab, et näiteks negatiivse korrelatsiooni annavad erinevate klassifikatsioonide tsirkulatsioonitüübid, millel on suhteliselt sarnane rõhkkondade jaotuse muster. See ei ole täiesti triviaalne tulemus, kuna COST733 klassifikatsioonide statistiline võrdlus (Beck, Philipp, 2010) on näidanud, et nende omavahe-line seos on nõrk, mis tähendab, et nad on omavahel raskesti võrreldavad. See aga viitab võimalusele, et iga klassifikatsioon kirjeldab või rõhutab oma klassifitseerimismeetodist tulenevalt erinevaid tsirkulatsiooniprotsesse. Ent nende erinevuste seas on siiski ka selliseid aspekte, mida paljud klassifikatsioonid näevad sarnaselt.

Üldjuhul on kartuli saagikusega negatiivse korrelatsiooniga tsirkulatsioonitüüpidel rõhkkondade asend ja õhuvoogude suund täpselt vastupidine positiivseid seoseid andnud tsirkulatsioonitüüpidega. Kui teha klassifikatsioonide vahel üldistust, siis eristub nii domineerivate madal- kui ka domineerivate kõrgrõhkkondadega tsirkulatsioonitüüpide puhul 2–3 mustrit, mis omavahel küll erinevad rõhkkonna positsiooni järgi, kuid annavad kartuli saagikuse aegreaga sarnaselt tugevaid korrelatsioone.



**Joon. 2.** MSLP kaardi näited domineeriva madalrõhkkonnaga seotud tsirkulatsioonitüüpidest, mis andsid MVS aegridadega statistiliselt olulisi seoseid. L – madalrõhkkond, H – kõrgrõhkkond. Joonisel A on klassifikatsiooni TPCAC09 tüüp 3, B – HBGWL tüüp 2, C – CKMEANSC09 tüüp 4.

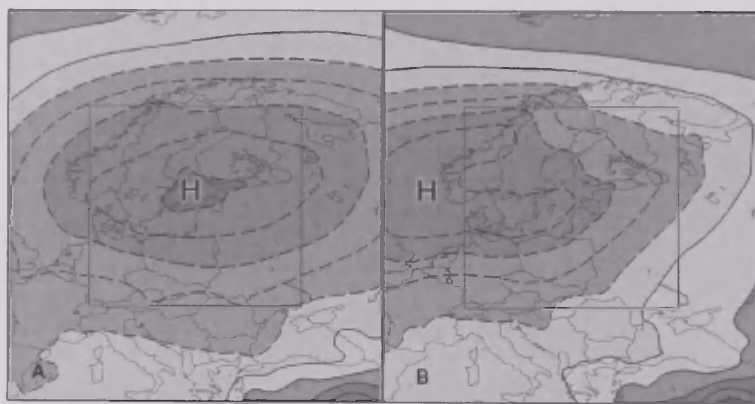
**Fig. 2.** Examples of circulation types with dominating low pressure areas. A – classification TPCAC09 type 3; B – HBGWL type 2; C – CKMEANSC09 type 4

Madalrõhkkondadega seotud tüüpide puhul annavad tavaliselt tugeva korrelatsiooni need, mille korral madalrõhkkond haarab kas kogu domeeni ja selle tinglik



kese asub ala keskel (joonis 2A) või siis madalrõhkkond haarab domeeni põhjaosa ning selle kese asub Eestist kas loodes või kirdes (joonis 2B ja 2C). Kõigi nende tüüpide ühiseks jooneks on see, et Eesti kohal valitseb läänevoog, on vihmane ja suve kohta suhteliselt jahe ilm. Üldistatult võib öelda, et sellised sademetega seotud tsirkulatsioonitüübid mõjuvad kartuli saagikusele Kuressaares positiivselt ja Tartus negatiivselt (tabel 2), mis viitab selgelt, et Kuressaares on kartulikasvule limiteerivaks faktoriks veepuudus aga Tartus liigvesi. Tallinna puhul ei ilmne sellist teravat vahet; pigem on siin tegemist mandrilise Tartu ja merelise Kuressaare seoste kombinatsiooniga. Eelpooltoodud järeldused ühtivad ka varem tehtud analüüsi (Saue, Kadaja, 2009) tulemustega.

Nendel tsirkulatsioonitüüpidel, millel on tugev seos kartulisaagikusega ja mille MSLP kaardil domineerib kõrgrõhkkond, eristub samuti 2–3 peamist tsirkulatsioonimustrit. Üks sellistest tüüpilistest mustritest kirjeldab olukorda, mil kõrgrõhkkond haarab kogu domeeni ja selle kese asub Läänemeren (joonis 3A). Teiste kõrgrõhkkonnaga seotud olukordade puhul haarab antitsüklon domeeni põhjaosa ning olenevalt rõhkkonna keskme positsioonist on Eesti kohal valdavalt ida- või kirdetuuled (joonis 3B). Suvised ilmastiku kontekstis tähendavad sellised tüübid Eestile päikesepaistelisi ja keskmisest soojemaid ilmasid, mis põuakartlikele kasvukohtadele võib tähendada kartuli kasvuks vajamineva vee defitsiidi teket. Ilmselt mõjutavad kõrgrõhkkonnad Eesti kartulisaagikust eelkõige veerežiimi kaudu kuna sekundaarsed mõjud – võimalikud öökülmad ja külmade õhumasside sissetungid kirdetuultega – on väheolulised. Jällegi, Kuressaare on see koht, mille kartulisaagikusele mõjuvad antitsyklonaalsed ilmaolud negatiivselt (tabel 2), samas kui Tartus soodustavad soojad ja kuivad ilmad kartulikasvu.

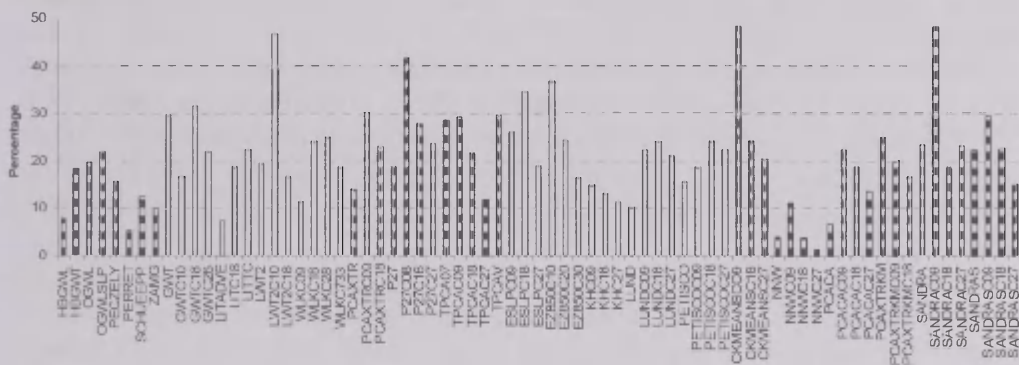


**Joon. 3.** MSLP kaardi näited domineeriva kõrgrõhkkonnaga seotud tsirkulatsioonitüüpidest, mis andsid MVS aegridadega statistiliselt olulisi seoseid. H – kõrgrõhkkond. Joonisel A on klassifikatsiooni EZ850C30 tüüp 3. B – TPCAC18 tüüp 12.

**Fig. 3.** Examples of circulation types with dominating high pressure areas. A – classification EZ850C30 type 3; B – TPCAC18 type 12.

Siinjuures tuleb meeles pidada, et nii madalrõhkkondadega, kui ka kõrgrõhkkondadega seotud tüüpide jagamine kolme tsirkulatsioonimustri vahel on väga suur üldistus. Antud juhul tekib küsimus, millele on viidanud oma raamatus ka B. Yarnal (1993): kas tsirkulatsioonitüüpide (ja antud kontekstis ka tsirkulatsiooni klassifikatsioonide) vaheline ja sisene varieeruvus on probleem? See küsimus nõuab eraldi analüüsi, mis väljub käesoleva töö raamidest, kuid töö koostamisel saadud kogemuste alusel võib teha mõningaid esialgseid järeldusi. Näiteks: mitte kõik rõhkkondade positsiooni järgi samasse grupp määratavad tsirkulatsiooni-tüübid ei anna ühesuunalisi seoseid kartuli saagikusega. Sarnase rõhkkondade jaotuse, kuid erineva rõhkkonna domineerimisega (näiteks domineeriv tsüklon kirdes/ antitsüklon edelas *versus* domineeriv antitsüklon edelas/tsüklon kirdes) tüübid võivad saagikusega anda erisuunalisi seoseid. Seega on tüüpide ja klassifikatsioonide vaheline varieeruvus ka antud juhul probleemiks – sarnase MSLP mustriga tüübid võivad tähistada erinevaid protsesse ja mõjusid elusloodusele. See aga teeb omakorda keeruliseks otsuse, millist klassifikatsiooni eelistada või valikust välja jätta.

Keeruliseks osutub ka „parima“ klassifikatsiooni valimine. Nagu eelpool mainitud, pole ühtegi klassifikatsiooni, mis kirjeldaks hästi kõigi kolme geograafilise punkti kartulisaagikust korruga. Kui lähtume parima valimisel statistiliselt oluliste korrelatsioonide summa ja tüüpide üldarvu jagatisest, siis teistest mõnevõrra paremaid tulemusi andsid klassifikatsioonid CKMEANSC09 ja SANDRAC09 (joonis 4).



**Joon. 4.** Kartuli MVS aegriquadega statistiliselt usaldusväärseid seoseid andnud tsirkulatsioonitüüpide osakaalu võrdlus klassifikatsioonide kaupa. Seoseid andnud tüüpide arv on jagatud klassifikatsiooni tüüpide arvuga ja leitud protsent. Klassifikatsioonid on jagatud gruppidesse vastavalt klassifitseerimismeetodile (vt tabel 1) ja järjestatud tähestiku järjekorras.

**Fig. 4.** The concurrence between the number of types (in percentages compared to the actual number of circulation types in classification) that gave statistically significant correlations with the potato MPY time-series. The classifications are ranked by the classification method (Table 1) and in alphabetical order.

Nomenklatuurse jaotuse järg (Tabel 1) ei saa siiski öelda, millise meetodi või tüüpide arvuga klassifikatsioone eelistada. Klassifitseerimismeetodite järgi jagatud klassifikatsioonide puhul ei erine jagatiste keskmine klasside vahel kuigi palju. Selgelt kehvemalt esinevad aga manuaalsed klassifikatsioonid. Ülejäänutest pisut suurema keskmise annab peakomponentide alusel moodustatud klassifikatsioonid. Eraldi peab mainima optimeerimismeetodil moodustatud klassifikatsioone. Siia on ühendatud kuue perekonna klassifikatsioonid – CKMEANS, NNW, PCACA, PCAXTRKM, SANDRA ja SANDRAS. Nendest silmapaistvalt kehvasid seoseid annavad NNW perekonda kuuluvad klassifikatsioonid. Samas SANDRA perekonna liikmed on tublisti üle keskmise. On üsna tavaline, et ühest klassist leiame kõrvuti nii oluliselt paremate, kui ka suhteliselt kehvamate tulemustega klassifikatsioonid. Sama võib öelda tsirkulatsioonitüüpide arvu nomenklatuuri kohta. Teistest klassidest pisut paremaid tulemusi annavad 9-tüübised klassifikatsioonid, kuid ka nende hulgas on mitmeid selgelt kehvasid klassifikatsioone (KHC09, LITADVE, NNWC09, WLKC09).

#### **4. Kokkuvõte**

Käesolevas töös analüüsitud seosed 73 atmosfääri tsirkulatsiooni klassifikatsiooni ja kartuli modelleeritud saagikuse aegride vahel näitasid, et selgemalt tulevad välja tüübid, mis mõjutavad saagikust negatiivselt. Tsirkulatsioon mõjutab kartulisaagikust enam merelise kliimaga Kuressaares. Mandrilises Tartus ning merelise ja mandrilise kliima vahele jäävas Tallinnas on tsirkulatsioonitüüpide mõju saagikusele suhteliselt nõrk.

Kevade tsirkulatsiooniolud mõjutavad kartulisaagikust vähe; mõningast mõju võib täheldada vaid varajasele kartulisordile Maret. Mandrilistes jaamades (Tartu, aga antud juhul ka Tallinn) tuleb välja madalrõhkkondade negatiivne mõju varajase kartuli saagikusele – mida rohkem tsükloneid, seda suhteliselt jahedam on ilm, seda madalam on mullatemperatuur ning seda tugevam on liigniiskuse negatiivne mõju.

Suviste tsirkulatsiooniolude puhul tuleb välja selge regionaalne erinevus – mereäärsete kohtade (Tallinn, Kuressaare) jaoks on negatiivse mõjuga kõrgrõhkkonnad ja nendega kaasnevad kõrgemad temperatuurid ning põuasus. Tartu jaoks on negatiivseks madalrõhkkondade mõju. Seega on kartuli saagikus mereäärses piirkonnas sõltuv suvisest põuasusest, kuid Mandri-Eesti saagikust limiteerib pigem liigniiskus.

Kogu aasta tsirkulatsiooniolude mõju kartuli saagikusele on sarnane suvise tsirkulatsiooni mõjuga. Erandiks on Tallinn, mis antud juhul käitub jälle nagu mandriline Tartu. Tsirkulatsioonitüüpide esinemissageduse aasta summa puhul jääb lahtiseks talve võimalik mõju saagikusele. Kuna aga kevade tsirkulatsiooniolude seosed saagikusega on eeldatust nõrgem, siis ei ole alust arvata, et eelneva talve mõju oleks oluline.

Kõigis analüüsitud 73 klassifikatsioonis oli vähemalt üks tsirkulatsioonitüüp, mille aasta või sesooni esinemissageduse aegrida andis statistiliselt usaldusväärse

korrelatsiooni mõne kartulite modelleeritud saagikuse aegreaga. Samas polnud ühtegi klassifikatsiooni, mis oleks kirjeldanud saagikust mõjutavaid ilmastikulisid korraga nii Kuressaares, Tallinnas kui Tartus. Seega on raske nimetada „parimat“ klassifikatsiooni. Mõnevõrra paremaid seoseid annavad mõned peakomponentide alusel moodustatud ja 9 tsirkulatsioonitüübiga klassifikatsioonid. Ent ka klassifikatsioonide nomenklatuurse jaotuse järgi ei saa lõplikult öelda, milline klassifitseerimismeetod on parim ja kas tsirkulatsioonitüüpide arv mõjutab oluliste korrelatsioonide arvukust, sest mõlema nomenklatuurse jaotuse alusel satub ühte rühma klassifikatsioone, mis annavad kartuli saagikusega suhteliselt paremaid ja suhteliselt halvemaid seoseid. Seetõttu tuleks ka edaspidi analüüsil kasutada võimalikult palju erinevate klassifitseerimismeetodite ja tüüpide arvuga klassifikatsioone, kuna vaid nii saab tervikliku pildi eluslooduse ja kliimaprotsesside omavahelistest seostest.

## **Tänuavaldused**

Töö on tehtud sihtfinantseerimise projekti SF0180127s08, Eesti Teaduse Fondi projekti 7526 ja projekti „Mullaharimise intensiivsuse mõju vedelsõnnikuga väetatud põllukultuuride saagile ja kvaliteedile ning mulla seisundile“ raames. Täname COST projekti 733, samuti Elise Vanatoad jooniste vormistamise eest.

## **Kirjandus**

- Aasa, A., Jaagus, J., Ahas, R., Sepp, M., 2004. The influence of atmospheric circulation on plant phenological phases in central and eastern Europe. *Int. J. Climatol.*, 24, 1551–1564.
- Ahas, R., Jaagus, J., Aasa, A., 2000. The phenological calendar of Estonia and its correlation with mean air temperature. *Int. J. Biometeorol.*, 44, 159–166.
- Barry, R.G., Carleton, A.M., 2001. *Synoptic and dynamic climatology*. Routledge, London.
- Barry, R.G., Perry, A.H., 1973. *Synoptic climatology methods and applications*. Methuen & Co Ltd, London.
- Badeck, F.-W., Bondeau, A., Böttcher, K., Doktor, D., Lucht, W., Schaber, J., Sitch, S., 2004. Responses of spring phenology to climate change. *New Phytologist*, 162, 295–309.
- Beck, C., Philipp, A., 2010. Evaluation and comparison of circulation type classifications for the European domain. *Phys. Chem. Earth, Parts A/B/C*, 35, 374–387.
- Beaubien, E.G., Freeland, H.J., 2000. Spring phenology trends in Alberta, Canada: links to ocean temperature. *Int. J. Biometeorol.*, 44, 53–59.
- Bollmann, M.P., Sweet, G.B., Rook, D.A., Halligan, E.A., 1986. The influence of temperature, nutrient status, and short drought on seasonal initiation of primordia and shoot elongation in *Pinus radiata*. *Can. J. Forest Res.*, 16, 1019–1029.
- Budyko, M.I., 1971. *Klimat i zhizn. Gidrometeoizdat, Leningrad*.
- Chmielewski, F.-M., Köhn, W., 2000. Impact of weather on yield and yield components of winter rye. *Agric. Forest Meteorol.*, 102, 253–261.
- Chmielewski, F.-M., Rötzer, T., 2001. Response of tree phenology to climate change across Europe. *Agric. Forest Meteorol.*, 108, 101–112.



- Chmielewski, F.-M., Rötzer, T., 2002. Annual and spatial variability of the beginning of growing season in Europe in relation to air temperature changes. *Clim. Res.*, 19, 257–264.
- Chmielewski, F.-M., Müller, A., Bruns, E., 2004. Climate changes and trends in phenology of fruit trees and field crops in Germany, 1961–2000. *Agric. Forest Meteorol.*, 121, 69–78.
- Defila, C., Clot, B., 2001. Phytophenological trends in Switzerland. *Int. J. Biometeorol.*, 45, 203–207.
- Hirschboeck, K.K., Ni, F., Wood, M.L., Woodhouse, C.A., 1996. Synoptic dendroclimatology: overview and prospectus. Dean, J.S., Meko, D.M., Swetnam, T.W. (eds.). *Tree rings, environment and humanity. Radiocarbon*, 205–223.
- Huth, R., Beck, C., Philipp, A., Demuzere, M., Ustrnul, Z., Cahynová, M., Kysely, J., Tveito, O. E., 2008. Classifications of atmospheric circulation patterns. *Recent Advances and Applications. Annals of the New York Academy of Sciences*, 1146, 105–152.
- Huth, R., 2010. Synoptic-climatological applicability of circulation classifications from the COST733 collection: first results. *Phys. Chem. Earth, Parts A/B/C*, 35, 388–394.
- Kadaja, J., Tooming, H., 2004. Potato production model based on principle of maximum plant productivity. *Agric. Forest Meteorol.*, 127, 17–33.
- Menzel, A., 2003. Plant Phenological Anomalies in Germany and their Relation to Air Temperature and NAO. *Clim. Change*, 57, 243–263.
- Menzel, A., Fabian, P., 1999. Growing season extended in Europe. *Nature*, 397, 659.
- Nishiyama, I., 1984. Climatic influence on pollen formation and fertilization. Tsunoda, S. and Takanashi, T. (eds.). *Biology of Rice*. Japan Science Society Press, Tokyo/Amsterdam, 153–171.
- Nonhebel, S., 1994. The effects of use of average instead of daily weather data in crop growth simulation models. *Agricultural Systems*, 4, 377–396.
- Pensa, M., Sepp, M., Jalkanen, R., 2006. Connections between climatic variables and the growth and needle dynamics of Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) in Estonia and Lapland. *Int. J. Biometeor.*, 50, 205–214.
- Pettorelli, N., Weladji, R.B., Holand, Ø., Mysterud, A., Breie, H., Stenseth, N.C., 2005. The relative role of winter and spring conditions: linking climate and landscape-scale plant phenology to alpine reindeer body mass. *Biol. Lett.*, 1, 24–26.
- Philipp, A., Bartholy, J., Beck, C., Erpicum, M., Esteban, P., Fettweis, X., Huth, R., James, P., Jourdain, S., Kreienkamp, F., Kremert, T., Lykoudis, S., Michalides, S. C., Pianko-Kluczynska, K., Post, P., Rasilla Álvarez, D., Schiemann, R., Spekat, A., Tymvios, F.S., 2010. Cost733cat – A database of weather and circulation type classifications. *Phys. Chem. Earth, Parts A/B/C*, 35, 360–373.
- Saue, T., Kadaja, J., 2005. Growth stages of winter rye and accumulated temperatures. J. Martin; G. Martin; P. Karing; P. Vares; A. Sereda (eds.). *Baltic Horizons*. Tallinn, Euroülikool, 63–78.
- Saue, T., Kadaja, J., 2009. Simulated crop yield – an indicator of climate variability. *Boreal Env. Res.* 141, 132–142.
- Saue, T., Viil, P., Kadaja, J., 2010. Do different tillage and fertilization methods influence weather risk on potato yield? *Agronomy Research*, 8, II, 427–432.
- Scheffinger, H., Menzel, A., Koch, E., Peter, C., Ahas, R., 2002. Atmospheric mechanisms governing the spatial and temporal variability of phenological phases in central Europe. *Int. J. Climatol.*, 22, 1739–1755.

- Schwarz, M.D., Reiter, B.E., 2000. Changes in North American spring. *Int. J. Biometeorol.*, 20, 929–932.
- Semenov, M.A., Porter, J.R., 1995. Climatic variability and the modelling of crop yields. *Agric. Forest Meteorol.*, 73, 265–283.
- Semenov, M.A., Wolf, J., Evans, L.G., Eckersten, H., Iglesias, A., 1996. Comparison of wheat simulation models under climate change. II. Application of climate change scenarios. *Clim. Res.*, 7, 271–281.
- Sepp, J., Tooming, H., 1991. Resursy produktivnosti kartofelja. *Gidrometeoizdat, Leningrad*.
- Sparks, T.H., Jeffree, E.P., Jeffree, C.E., 2000. An examination of the relationship between flowering times and temperature at the national scale using long-term phenological records from the UK. *Int. J. Biometeorol.*, 44, 82–87.
- Stenseth, N.C., Mysterud, A., Ottersen, G., Hurrell, J.W., Chan, K.-S., Lima, M., 2002. Ecological effects of climate fluctuations. *Science*, 5585, 1292–1296.
- Tooming, H., 1977. Solnechnaja radiacija i formirovanija urozhaja. *Gidrometeoizdat, Leningrad*.
- Tooming, H., 1984. Ekologicheskie principy maksimal'noj produktivnosti posevov. *Gidrometeoizdat, Leningrad*.
- Vicente-Serrano, S.M., Heredia-Laclaustra, A., 2004. NAO influence on NDVI trends in the Iberian peninsula (1982–2000). *Int. J. Remote Sensing*, 25, 2871–2879.
- Wielgolaski, F.E., 1966. The influence of air temperature on plant growth and development during the period of maximal stem elongation. *Oikos*, 17, 121–141.
- Yarnal, B., 1993. *Synoptic climatology in environmental analysis*. Belhaven Press, London.

### **Connections between weather types and the modelled potato crop yield in Estonia**

Mait Sepp

University of Tartu, Department of Geography

Triin Saue

Estonian Research Institute of Agriculture

#### **Summary**

In the present study, the analysis of 73 atmospheric circulation type classifications and the time-series of modelled crop yield showed that the types with a negative effect on the potato crop yield are more distinct. Circulation has the most effect on potato crop yield in Kuressaare that represents the maritime climate and where frequent water deficit acts as the main limiting factor for plant growth. The effect of circulation types in Tartu that has a mainland climate and in Tallinn that has a combination of mainland and maritime climates is relatively weak.

The spring circulation conditions have little effect on the potato crop yield. Only the early potato varieties are somewhat affected. In the mainland station (in Tartu, but in this case also in Tallinn), there appears the negative effect of circulation types with dominant low pressure areas on the crop yield of early potatoes – the more cyclones, the cooler the weather, the lower the soil temperature, and the higher the influence of excessive moisture.

A clear regional difference appears in case of the summer circulation conditions – the seaside stations (especially Kuressaare) suffer from negative consequences of the anti-cyclonic weather, while Tartu suffers from the effects of cyclones. Thus, the potato crop yield in seaside locations depends on the summer drought, while on the mainland-Estonia the potato crop yield is limited both by excessive water supply and deficit of warmth.

The effects of yearly circulation conditions on the potato crop yield are similar to the effects of the summer circulation conditions. Tallinn is an exception, for in this case it acts as the mainland Tartu. In the annual sums, the possible effect of winter on the crop yield is yet undetermined. However, because the correlation between spring circulation conditions and crop yield is weaker than expected, there is no reason to believe that the effects of the preceding winter are relevant.

There was at least one circulation type in each of the analyzed classifications, whose annual or seasonal frequency time-series gave a statistically reliable correlation with one of the time-series of the modelled potato crop yield. At the same time, there were no classifications that would have described the weather conditions significant to the crop yield in Kuressaare, Tallinn and Tartu at the same time. Thus, it is difficult to name the best classification. Those classifications that have been grouped by the PCA or that have 9 circulation types give somewhat stronger correlations. Still, it cannot be said on the basis of nomenclature of the classifications, which classification method is the best or whether the number of circulation types has an effect on the multitude of significant classifications that give relatively stronger or weaker correlations to the potato crop yield. This means that although there is no true, “absolutely correct” classification, individual classifications can be flagged as more or less suited for particular purposes. Therefore, as many of classification methods and classifications as possible should be employed in the similar analysis, for that gives a complete picture of the links between the crop yield and the climatic processes.

## **Võimalike kliimamuutuste mõju kartuli saagikusele Eestis**

Jüri Kadaja, Triin Saue  
Eesti Maaviljeluse Instituut

### **1. Sissejuhatus**

Juba ammustest aegadest teatakse, et põllukultuuride saagikus sõltub suuresti ilmastiku muutlikkusest. Hoolimata tehnoloogia edusammudest on ilm/kliima tänaseni põllumajandusliku tootlikkuse võtmetegur – erinevad uurimused on välja toonud, et 60–80% saagi varieeruvusest tuleneb ilmingimuste varieeruvusest (nt Petr, 1991; Gobin, 2010; Saue *et al.*, 2010). Temperatuur, päikesekiirgus ja vee kättesaadavus on universaalsed agrometeoroloogilised tegurid, mis piiravad põllumajandusliku tootlikkust; sellele lisanduvad kohalikud piirajad nagu nt. öökülmad, ööpäeva pikkus jms.

Lisaks muudele ilmastiku poolt esitatavatele piirangutele tuleb tänapäeva põllumehele üha rohkem arvestada ka kliima soojenemisega. Juba mõnda aega on kliimamuutused olnud teadusuuringute fookuses ning sageli peetakse kliima muutumist üheks kõige tõsisemaks globaalprobleemiks. Nagu kokkuvõtvalt toob välja Valitsustevaheline Kliimamuutuste Paneel oma 2007. a aruandes (IPCC, 2007a), on meil praegu asetleidev kliimamuutus tõeline ja see toimub kiiresti. Aastaks 2030 ootab meid igal juhul ees aasta keskmise õhutemperatuuri globaalne tõus 1 °C võrra, hoolimata sellest, kas kasvuhoonegaaside emissioone suudetakse vähendada või mitte. Põllumajandus on üheks kliimamuutuste poolt enim mõjutavaks majandusvaldkonnaks, kusjuures eriti olulist mõju avaldavad põllumajandusele kohalikud muutused. Paraku, hoolimata konsensusest „globaalsel skaalal“ ei ole regionaalsed muutused sama kindlad ega ühesuunalised. Kliimamuutuse mõjude kokkuvõtte (IPCC, 2007b) toob küll jämedamates joontes välja põuasuse suurenemise ja kõrbealade laienemise lõunapoolsetes piirkondades, samal ajal kui Euroopa ja Põhja-Ameerika parasöötme piirkondades täheldatakse öökülmade ohu vähenemist, kasvuperioodi pikenemist, taimkatte biomassi suurenemist, putukate ja taimehaiguste leviala nihkumist põhja poole ja metsatulekahjude arvukuse suurenemist. Globaalse soojenemise kohapealsed mõjud võivad olla aga küllaltki erinevad.

Selleks, et hinnata tulevaste võimalike kliimamuutuste mõju põllukultuuride kasvatamisele, on esiteks vaja ennustada, millised saavad need muutused olema ja teiseks hinnata, kuidas need muutused mõjutavad kultuuride arengut, kasvu ja saagikust. Siin tulevad appi matemaatilised mudelid. Kliima muutusi prognoositakse kliimamudelite (pikaajalisteks prognoosideks loodud üldtsirkulatsiooni mudelid, GCM) abil. Muutuvate väliskeskkonna tingimuste mõju taimedele ja nende kooslustele võimaldavad kirjeldada taimede produktsiooniprotsessi mudelid.



Selles artiklis kirjeldatava töö eesmärgiks oli hinnata võimalike kliimamuutuste mõju agrokliimaatilistele ressurssidele kartuli kasvatuseks Eestis. Agrokliimaatiliste ressursside sobivaks kompleksseks ja saagi ühikutes avalduvaks iseloomustajaks on meteoroloogiliselt võimalik saak (MVS) (Tooming, 1984; Žukovskij *et al.*, 1989). Definitsiooni järgi on MVS suurim saak, mida on võimalik vaadeldavalt kultuurilt või sordilt saada olemasoleva päikesekiirguse ja meteoroloogiliste tingimuste korral, kusjuures toitainete kättesaadavus mullast ja agrotehnika on optimaalsed, taimekahjurite, -haiguste ja umbrohtude mõju puudub. Kartuli MVS arvutamiseks kasutasime selle kultuuri jaoks välja töötatud produktsiooniprotsessi mudelit POMOD (Sepp, Tooming, 1991; Kadaja, 2004; Kadaja, Tooming, 2004), mida eelnevalt oleme rakendanud ka möödunud sajandi MVS varieeruvuse hindamiseks (Saue, Kadaja, 2009).

## **2. Metoodika ja andmed**

Mudeli POMOD näol on tegemist dünaamilise mudeliga, mis arvutab fotosünteesi, hingamist ja taimeorganite kasvu arvesse võttes organite massi ja saagi kujunemise dünaamika välja päevase sammuga, fotosünteesi arvutus toimub tunnise sammuga. Mudel kasutab igapäevast, iga-aastast, koha- ja sordiomast informatsiooni. Vajalikud igapäevased andmed on keskmised ööpäevased temperatuurid ning sademete ja summaarse kiirguse päevasummad. Iga-aastased lähteandmed on ööpäeva keskmise temperatuuri püsivad ülemineku kuupäevad, kevadel tõus üle 8 °C ja sügisel langus alla 7 °C, viimase kevadise ja esimese sügisese öökülma  $\leq -2$  °C esinemise aeg ja kevadine mullaveevaru koos selle esinemise kuupäevaga. Kui mulla veevaru mõõtmisandmed puuduvad, saab need asendada kasutades mulla tahenemise kuupäeva. Viimane fikseeritakse kui mulla seisund, mille korral on võimalik põllutöödega alustada, st. põld hakkab masinaid kandma. Füüsikaliselt vastab mulla niiskus siis ligikaudu väliveemahutavusele (agrohüdroloogiline parameeter, mis näitab mulla veesisalduse mahulist osakaalu, kui kogu gravitatsiooniliselt liikuv vesi on vaatlusalusest mullakihist välja nõrgunud ning millele on sõltuvalt mulla tüübile võimalik vastavusse seada mulla veevaru (Kitse, 1978)). Temperatuuri ülemineku kuupäevad, öökülmade esinemine ja kevadine mulla algveevaru (tahenemine) määravad võimaliku kasvuperioodi pikkuse ja annavad aluse mulla veebilansi arvutuseks. Kohta iseloomustavad geograafiline laius ja mulla agrohüdroloogilised näitajad: närbumisniiskus, väliveemahutavus ja täielik veemahutavus. Sorti iseloomustavad tema fotosünteesi ja hingamisega seotud parameetrid ning kasvufunktsioonid, mis kirjeldavad üldise juurdekasvu jaotumist taimeorganite vahel. Antud töös kasutasime kahe Eestis aretatud sordi – varajase sordi 'Maret' ja hilise 'Anti' parameetreid.

Mudeli POMOD jaoks vajalike meteoroloogiliste näitajate, temperatuuri ja sademete muutuste arvutamiseks kasutasime tarkvara MAGICC/SCENGEN (*Model for the Assessment of Greenhouse-gas Induced Climate Change/SCENario GENerator*) (Wigley, Raper, 1992; Hulme *et al.*, 2000; <http://www.cgd.ucar.edu/cas/wigley/magicc>, 13.10.2011). See pakett võimaldab arvutada temperatuuri,

sademet ja õhurõhu muutused geograafilise võrgustiku ruutudes  $2,5^{\circ} \times 2,5^{\circ}$  erinevate kasvuhoonegaaside jt atmosfääri seisundit mõjutavate gaaside emissiooni stsenaariumite korral. Lähteinformatsioonina kasutatakse eelnevalt arhiveeritud üldtsirkulatsiooni mudelite arvutuste tulemusi (CMIP3/AR4 arhiiv) ning perioodi 1980–1999 globaalseid ja lokaalseid kliimatrende. Pakett võimaldab rakendada 40 erinevat emissioonistsenaariumit ja arhiiv sisaldab 24 mudeli tulemusi.

Antud töös on kliimanäitajate muutused arvutatud nelja stsenaariumi kohta. Stsenaariumitest kasutasime A1B (rõhk kiirel majanduskasvul, globaalsed lähendused, elanikkonna kasv pidurdub sajandi keskel, kiire tehnoloogiline areng ja balansseeritud energiaallikate kasutamine), A2 (rõhk regionaalsel majandusel, mõõdukas tehnoloogiline areng, elanikkond kasvab piiramatult), B1 (kiire majanduskasv, orienteeritus globaalsetele keskkonna- ja ressursisäästlikele tehnoloogiatele, elanikkonna kasv pidurdub) ja B2 (mõõdukas majanduskasv, orienteeritus regionaalsetele keskkonna-säästlikele lahendustele, elanikkonna pidev kasv, kuid aeglasem kui A2 korral). Iga stsenaariumi korral kasutasime 18 kliimamudeli prognoose (tabel 1). Kuue mudeli andmed ei olnud rakendatavad või soovitati juhendamaterjalides neid mitte kasutada.

**Tabel 1.** Kliimamudelid, mille andmeid töös kasutati.

**Table 1.** Climate models whose data were used.

Mudel Model	Mudeli loonud instituut Institute, producer of the model	Riik Country
BCM2	Bjerknes Centre for Climate Research	Norra
CGCM3	Canadian Centre for Climate Modelling and Analysis	Kanada
CCSM3	National Center for Atmospheric Research	USA
CNRM-CM3	Centre National de Recherches Meteorologiques	Prantsusmaa
CSIRO Mark 3.0	Commonwealth Scientific and Industrial Research Organisation	Austraalia
ECHO-G	Meteorological Institute of the University of Bonn, Institute of KMA and Model and Data Group.	Saksamaa, Korea
CM2.0	Geophysical Fluid Dynamics Laboratory, NOAA	USA
CM2.1	Geophysical Fluid Dynamics Laboratory, NOAA	USA
GISS ModelE-H	Goddard Institute for Space Studies, NASA	USA
INMCM3.0	Institute of Numerical Mathematics	Venemaa
IPSL-CM4	Institut Pierre Simon Laplace	Prantsusmaa
MIROC3.2 (hires)	CCSR/NIES/FRCGC	Jaapan
MIROC3.2 (medres)	CCSR/NIES/FRCGC	Jaapan
ECHAM5/MPIOM	Max Planck Institute for Meteorology	Saksamaa
MRI-CGCM2.3.2	Meteorological Research Institute, Japan Meteorological Agency	Jaapan
PCM	National Center for Atmospheric Research (NCAR), NSF (a primary sponsor), DOE (a primary sponsor), NASA, and NOAA	USA
HadCM3	Hadley Centre for Climate Prediction and Research	UK
HadGEM1	Hadley Centre for Climate Prediction and Research	UK

Temperatuuri ja sademete muutused arvutasime käesoleva sajandi keskpaigaks (vastavana perioodile 2035–2065) ja lõpuks (2085–2115), mida edaspidi tinglikult tähistame aastatega 2050 ja 2100.

MAGICC/SCENGEN annab meile kliimaparameetrite keskmised muutused kuu kohta: kuu keskmise temperatuuri ( $^{\circ}\text{C}$ ) ja sademete summa (%) muutustena. POMOD vajab arvutuseks aga igapäevaseid temperatuuri ja sademete andmeid. Nende saamiseks võtsime aluseks 45 aasta (1965–2009) tegeliku andmestiku ja lisasime igapäevastele temperatuuridele ja sademetele vastava kuu keskmise muutuse (summaarse kiirguse andmeid kasutasime muutmata kujul). Nii saime iga stsenaariumi, tähtaja ja kliimamudeli tulemuse kohta 45 meteoroloogilist andmestikku – võimalikku tuleviku ilmastiku aastast käiku, millest igaühe kohta arvutasime MVS väärtuse, saades nii jaotuse iseloomustamiseks saagi ilmastikust tingitud varieeruvust. Kokku leidsime seega ühe jaama kohta 6480 MVS väärtust ( $2 \text{ tähtaega} \times 4 \text{ stsenaariumit} \times 18 \text{ kliimamudelit} \times 45 \text{ aastast käiku}$ ).

Saadud meteoroloogiliste andmestike alusel määrasime ka iga-aastased lähteandmed. Sarnaselt minevikku suunatud arvutustele toimus temperatuuri püsivate üleminekute arvutus ööpäeva keskmiste temperatuuride alusel. Öökülmade esinemise ja kevadiste algveevarude määramiseks, milleks möödaniku korral saab kasutada vaatlusandmeid, tuli luua eraldi arvutusskeemid. Öökülmade esinemise tähtaegade määramiseks koostasime seosed maapinna minimaalse temperatuuri ja ööpäeva keskmise temperatuuri vahel sõltuvana eelmise päeva summaarse kiirguse päevasummadest, eraldi kevadiste ja sügiseste öökülmade jaoks. Kevadise algse mullaniiskuse leidmiseks määrasime mulla tahenemise (väliveemahutavuse saabumise) kuupäeva. Selleks arvutasime lihtsustatud energiabilansi  $R$  (summaarne kiirgus miinus sademete aurustamiseks kuluv aurumissoojus) perioodi kohta, mis algas keskmise temperatuuri pidevast üleminekust  $0^{\circ}\text{C}$  ja lõppes mulla tahenemisega. Arvutustes kasutasime Eesti agrometeoroloogilise vaatlusvõrgu 30 aasta andmeid. Saadud  $R$  väärtused korreleerisime erinevate perioodide meteoroloogiliste andmetega. Tugevaim seos esines temperatuuri summadega märtsist aprillini  $T_{3-4}$  ja sademete summadega veebruarist aprillini  $U_{2-4}$ , kokku võetult mitmeses regressioonvõrrandis kujul:

$$R = 468,2 - 1,587 T_{3-4} - 0,517 U_{2-4} \quad r = 0,66 \quad (1)$$

Tulevikku suunatud arvutusskeemis arvutatakse prognoositud andmete baasil iga ilmastiku käigu korral kuupäev, mil temperatuur ületab püsivalt  $0^{\circ}\text{C}$ . Alustades sellest momendist päevase sammuga arvutusi, leiab mudeli vastav alamprogramm kuupäeva, mil kumuleeruv energiabilanss ületab võrrandi (1) abil arvutatud  $R$  väärtuse. See kuupäev loetakse vastavaks väliveemahutavuse saabumisele ning sellest alates algab mudelis veebilansi arvutus.

Kartuli mahapaneku ajaks valisime antud töös MVS jaoks optimaalse mahapaneku kuupäeva, mille korral MVS saadakse maksimaalne. See tärmin leiti korduvate arvutustega, alustades esimesest võimalikust mahapaneku kuupäevast (hilisem kahest daatumist, temperatuuri püsivast üleminekust üle  $8^{\circ}\text{C}$  või mulla



tahenemisest) ja jätkates mahapaneku nihutamisega päev-päevalt hilisemaks. Vältimaks MVS juhuslikku lokaalset maksimumväärtust, jätkati seda arvutuste seeriat kuni MVS langes 70 protsendini maksimaalsest väärtusest või kuni suvise pööripäevani.

MAGICC/SCENGEN andmebaasis on Eesti hõlmatud kolme võrguruuduga, mille keskpunktid asuvad 58,8°N/21,3°E, 58,8°N/23,8°E ja 58,8°N/26,3°E. Iga võrguruudu kohta kasutasime ühe meteoroloogiajaama vaatlusandmeid, milleks olid vastavalt Kuressaare, Tallinn ja Tartu. Lisaks erinevustele tsirkulatsioonimudelite poolt arvutatud kliimamuutustes kirjeldab neist igaüks ka erinevat kliimaraajooni või allraajooni. Kuressaare puhul on tegemist tüüpilise merelise kliimaga, Tartu ja Tallinna kliima on mandriline, kuid nad kuuluvad erinevatesse allraajoonidesse – Tartu kontinentaalsesse ja Tallinn poolmerelisse allraajooni (Jaagus, Truu, 2004).

MVS muutuste statistilist olulisust hindasime Tukey HSD testi (Hsu, 1996) põhjal ( $p < 0,05$ ) ning nende seost temperatuuri ja sademete muutustega korrelatsioonanalüüsi baasil. Erinevatest kliimamudelitest tingitud MVS võimaliku hajuvuse ulatust ja erinevate ilmastiku käikude poolt põhjustatud varieeruvust iseloomustasime tagatuskõveratega.

### **3. Tulemused**

#### ***3.1. MAGICC/SCENGEN prognoositud kliimamuutused***

Keskmistatuna üle kliimamudelite prognoosivad kõik neli stsenaariumi aasta keskmise õhutemperatuuri tõusu (tabel 2). Suurim soojenemine peaks toimuma külmal poolaastal, samas kui taimekasvuperioodil, aprillist septembrini, jääks soojenemine tagasihoidlikumaks, sajandi keskpaigaks 1,3–2,2 °C ja sajandi lõpuks 2,2–4,9 °C (joonis 1). Ka aasta keskmine sademete hulk võib prognoosi järgi suureneda, kuid kuude kaupa varieerub sademete muutus erinevate mudelite ja stsenaariumide korral tugevalt ja on seega vähem „kindel“ kui temperatuuri muutus. Keskmiselt võib oodata sademete tugevamat suurenemist jaanuaris ja novembris, suvekuudest suureneb sajuhulk ennustuse kohaselt kõige rohkem juunis. Augustis-septembris võib oodata vaid marginaalset sajuhulga kasvu, mõne stsenaariumi kohaselt ka sademete vähenemist. Prognoositav suvise poolaasta keskmine sademete kasv on 4–8% sajandi keskpaigaks ja 5–14% sajandi lõpuks. Kõik nimetatud kliimamuutuse tendentsid on jälgitavad ka juba eelmise sajandi teises pooles (Jaagus 1998; 2006).



**Tabel 2.** Muutused aasta keskmises õhutemperatuuris ja sademete hulgas arvatuna nelja kliimamuutuste stsenaariumi jaoks keskmistatuna üle 18 GCM ja kolme võrgustikuruudu. Sulgudes on antud projektsioonide maksimaalne ulatus (min–max).

**Table 2.** Changes in annual mean air temperature and precipitation, calculated as a mean of experiments by 18 different GCMs for four different emission scenarios, averaged over three grid boxes. The range of projections (min–max) is given in brackets.

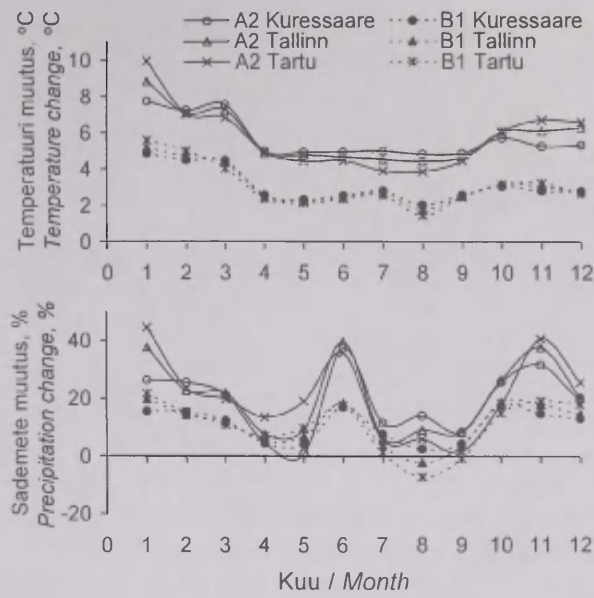
Aasta Year	Stsenaarium Scenario	Temperatuuri muutus, °C Temperature change, °C	Sademete muutus, % Precipitation change, %
2050	A1B	2,38 (0,89–4,10)	8,3 (–3,4–34,3)
	A2	2,56 (0,98–4,39)	9,5 (–3,0–37,1)
	B1	1,72 (0,61–2,99)	6,0 (–1,9–24,7)
	B2	2,24 (1,05–3,61)	8,0 (–1,3–28,8)
2100	A1B	4,63 (2,12–7,54)	16,3 (–3,6–58,7)
	A2	5,74 (2,17–9,86)	20,2 (–7,9–82,4)
	B1	3,11 (1,62–4,83)	10,8 (–0,9–36,8)
	B2	4,09 (1,81–6,76)	14,5 (–3,6–54,6)

### 3.2. Muutused kartuli saagikuses

MVS keskmised väärtused taustperioodil 1965–2009, arvatuna tegelike temperatuuri ja sademete baasil, olid madalaimad Kuressaares (tabel 3). Saaki limiteerivad seal sageli esinevad põuased tingimused. Tallinna ja Tartu vahel oli vahekord varajase ja hilise sordi korral erinev. Hilisele sordile osutusid kasvu-tingimused soodsamaks Tartus, kus kasvuperiood on mõnevõrra pikem. Varajase sordi jaoks olid ilmastikuressursid aga paremad Tallinnas. Olulist trendi MVS väärtustes perioodil 1965–2009 ei esinenud.

Varajase sordi kasvatamiseks näitavad arvutused agrokliima ressursside olulist vähenemist kõigis asukohtades kõigi stsenaariumite korral mõlemaks tähtjaks (tabel 3). MVS languse annavad peaaegu kõigi üksikute kasutatud kliimamudelite tulemused. Suurim on ennustatav langus tugevaimat soojenemist ennustava stsenaariumi A2 korral, sajandi lõpuks 39% Tartus ning 34% Tallinnas ja Kuressaares.

Hilise sordi korral esineb sajandi keskpaigaks MVS kasv Tallinnas, 8–11%, mis on statistiliselt usaldatav siiski ainult kahe, temperatuuri tõusu osas nõrgema stsenaariumi, B1 ja B2 korral (tabel 3). Tartus ja Kuressaares on muutused selleks tähtjaks marginaalsed. Ka sajandi lõpuks jääb Tallinn kõige soodsamasse seisundisse – tugevamate stsenaariumite põhjustatud saagi vähenemine on seal nõrgem kui teistes asukohtades, stsenaarium B1 annab aga ka siis veel MVS 7% kasvu. Saagi langused on Kuressaares ja Tartus ligilähedased, kuid statistiliselt usaldusväärsed enamate stsenaariumide korral Tartus.



**Joon. 1.** Prognoositud muutused Tartu, Tallinna ja Kuressaare kuu keskmises õhutemperatuuris (°C) ja sademete summas (%) aastaks 2100, arvutatud 18 GCM keskmisena stsenaariumide A2 ja B1 jaoks.

**Fig. 1.** Changes in monthly mean air temperature (°C) and precipitation (%) in Tartu, Tallinn and Kuressaare by the projection for 2100, calculated as a mean of experiments by 18 different GCM for emission scenarios A2 and B1.

**Tabel 3.** MVS väärtused taustperioodil 1965–2009 ja muutused selle suhtes sajandi keskpaigaks (2050) ja lõpuks (2100) erinevate kliimamuutuse stsenaariumite alusel. Jäme kiri näitab MVS muutuste statistilist olulist Tukey HSD testi põhjal ( $p < 0,05$ ).

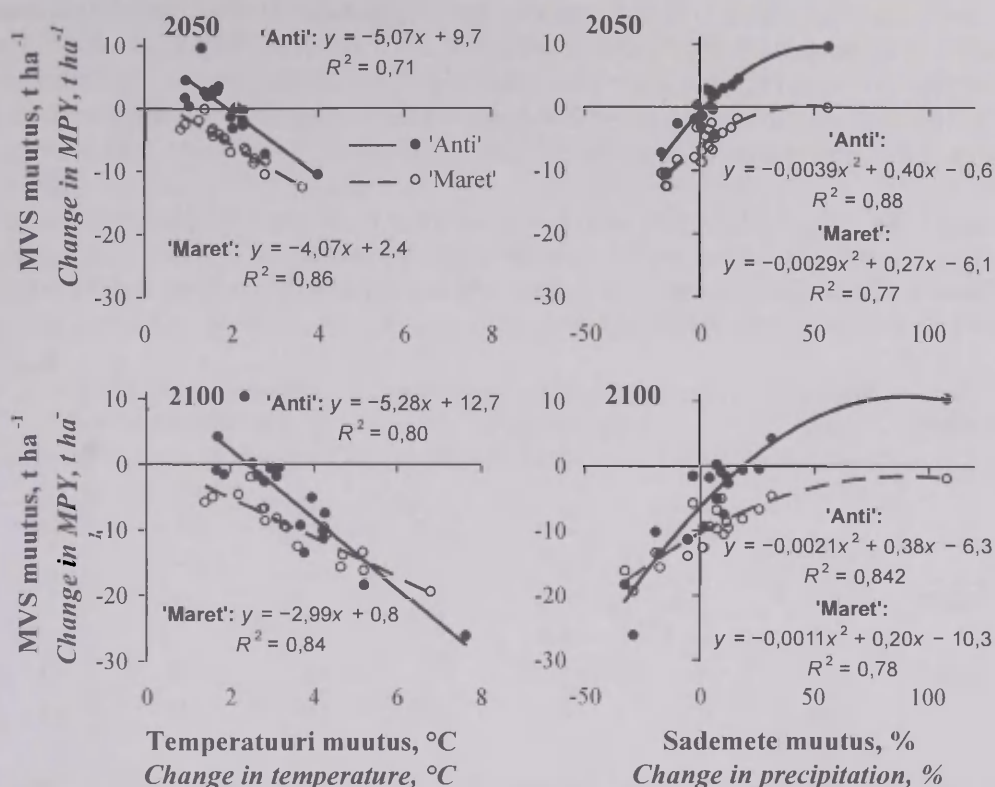
**Table 3.** MPY values during the reference period 1965–2009 (indicator: MVS) and changes in per cent (indicator: MVS muut) for the centre (2050) and end (2100) of the century by different climate change scenarios. Bold indicates statistically significant changes by Tukey HSD test ( $p < 0.05$ ).

Sort Variety	Stsenaarium Scenario	Aasta(d) / Year(s) (Ühik / Unit)	Meteoroloogiajaam / Meteostation		
			Kuressaare	Tallinn	Tartu
'Maret'	Taust Reference	1965–2009 (t ha <sup>-1</sup> )	39,6	47,2	44,4
	A1B	Muutus aastaks / Change by year 2050 (%)	–15,6	–13,0	–16,4
	A2		–16,8	–14,4	–18,1
	B1		–11,1	–8,5	–11,3
	B2		–14,0	–11,9	–15,4
	A1B	Muutus aastaks / Change by year 2100 (%)	–27,2	–27,7	–32,3
	A2		–33,9	–34,4	–38,8
	B1		–19,0	–17,9	–22,0
	B2		–24,9	–24,3	–28,7

Sort Variety	Stsenaarium Scenario	Aasta(d) / Year(s) (Ühik / Unit)	Meteoroloogiajaam / Meteorostation		
			Kuressaare	Tallinn	Tartu
'Anti'	Taust Reference	1965–2009 (t ha <sup>-1</sup> )	57,9	51,4	60,4
	A1B	Muutus aastaks / Change by year 2050 (%)	–1,3	9,1	0,1
	A2		–2,0	8,5	–0,5
	B1		1,8	10,9	2,5
	B2		0,6	10,5	1,0
	A1B	Muutus aastaks / Change by year 2100 (%)	–13,0	–3,3	–13,9
	A2		–22,1	–13,0	–23,4
	B1		–3,5	7,0	–3,4
	B2		–10,4	–0,2	–10,0

Erinevate kliimamudelite poolt ennustatud temperatuuri muutuste ning nende toel arvutatud ja üle 45 ilmastiku aastase käigu keskmistatud MVS muutuste vahel esinevad tugevad negatiivsed korrelatsioonid (joonis 2). Korrelatsioonid on tugevamad sajandi lõpuks, varajase sordi korral ja sisemaa tingimustes. Üldiselt on need korrelatsioonid tugevamad, kui vaadelda varajase sordi korral keskmise temperatuuri muutusi juunis-juulis ja hilise korral juunis-augustis. Mõnevõrra tugevam rõhuasetus hilisemale perioodile ilmneb mereäärsetes asukohtades Kuressaares ja Tallinnas.

Sademe muutuse ja keskmise MVS muutuse vahel eksisteerib valdavalt positiivne korrelatsioon, kuid suuremad sademete juurdekasvud hakkavad avaldama negatiivset mõju, mistõttu on seda sõltuvust õigem kirjeldada paraboolse joonega (joonis 2). Kuigi selle seose korrelatsioonikordajad on statistiliselt usaldatavad, on need oluliselt nõrgemad kui temperatuuri korral ja ületavad 0,7 piiri ainult Kuressaares. Seosed on tugevamad hilise sordi korral ja sajandi keskpaiga kohta. Siiski jääb sademete tõusu positiivne, kompenseeriv mõju temperatuuri tõusu negatiivsest tunduvalt väiksemaks, olles isegi Kuressaares ainult 0,5–1,9 t ha<sup>-1</sup>. Tulemust, et kartuli saagid on ennustatavate kliimamuutuste korral mõjutatud peamiselt temperatuuri tõusust, kirjeldatakse ka mitmetes teistes uurimustes (nt Kabat *et al.*, 1995, Hijmans, 2003; Štastná, Dufková, 2008).



**Joon. 2.** Keskmise MVS muutuse sõltuvus erinevate kliimamudelite poolt ennustatud temperatuuri ja sademete muutusest stsenaariumi B2 järgi Kuressaares. Joonisel on esitatud kõige tugevamini korreleeruvad näitajad, 'Mareti' korral keskmise temperatuuri muutus juunist juulini, 'Anti' korral juunist septembrini ning sademete muutus juulist augustini.

**Fig. 2.** Dependences of changes in the MPY on changes in temperature and precipitation, proposed by the outputs of different GCM, in Kuressaare by the scenario B2. Changes in climate are presented for the periods giving the highest correlation: in the case of temperature from June to July for 'Maret' and from June to September for 'Anti', in the case of precipitation from July to August.

Temperatuuri tõusu peamine negatiivne mõju avaldub fenoloogilise arengu kiirenemises ja lehepinna arenguks ning funktsioneerimiseks jääva aja lühenemises, kuna arengut kirjeldav nn bioloogiline aeg, mis seostub kumuleeruvate soojussummadega, kiireneb temperatuuri tõusul kronoloogilise aja suhtes. Tulemusena jäävad maksimaalse lehepinna väärtused väiksemaks kui võrdluserioodil (tabel 4).

Kuigi varajase sordi lehepinna vähenemine on hilise omast numbriliselt väiksem, on see varajase sordi korral kriitilisem üldiselt väiksema lehepinna tõttu. Lisaks lüheneb arengu kiirenemise tõttu märgatavalt ka varajase sordi kasvu-periood tervikuna (tabel 4), mille pikkus ka praegustes tingimustes ei ole keskmise temperatuuri ega öökülmade esinemise poolt oluliselt piiratud. Kliima soojenemise



korral nihkuvad varasematele kuupäevadele nii mahapanek kui mugulate kasvu lõpp, aga viimane kasvuperioodi lühenemise tõttu rohkem. Näiteks sajandi lõpu prognoosis nihkub optimaalne mahapanekuaeg 5–16 päeva ja kasvuperioodi lõpp 26–36 päeva varasemaks. Kuigi tulevised ilmaolud võimaldaks kartulit panna kuu aega ja koristada poolteist kuud varem, jääks saak sellisel juhul veelgi väiksemaks.

**Tabel 4.** Maksimaalse lehepinna indeksi vähenemine ja kasvuperioodi pikkuse muutus kliimamuutuse tingimustes keskmisena kõigi stsenaariumite kohta.

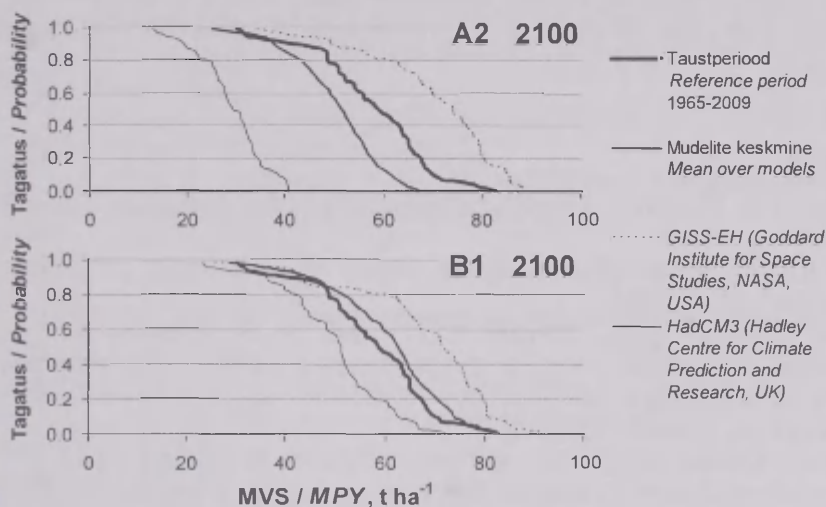
**Table 4.** Climate change induced by changes in maximum leaf area index (LAI) and growing period, means over different scenarios.

Sort Variety	Prognoosi aasta Target year	Maksimaalse lehepinna indeksi vähenemine, % Decrease in maximum LAI, %			Kasvuperioodi pikkuse muutumine päevades Changes in duration of growing period, days		
		Tallinn	Kures- saare	Tartu	Tallinn	Kures- saare	Tartu
‘Maret’	2050	6,6	8,6	9,0	–8	–12	–11
	2100	14,9	14,9	19,3	–18	–20	–20
‘Anti’	2050	9,0	11,3	11,2	22	16	17
	2100	17,0	18,2	21,7	30	19	22

Samad tendentsid – lehepinna vähenemine ja võimaliku kasvuperioodi lühene- mine – toimivad ka hilise sordi nagu varajasegi korral. Samas on hilise kartuli kasvuperiood praegustes tingimustes piiratud üldise temperatuuri fooni ning kevadiste ja sügiseste öökülmade esinemise poolt. Mõõduka kliima soojenemise korral need piirangud nõrgenevad ja hilise sordi tegelik kasvuperiood pikeneb, ta saab oma potentsiaali paremini ära kasutada. Sajandi keskpaigaks toimub kasvu- perioodi pikenemine peamiselt sügise arvel, sajandi lõpuks aga annavad kevad ja sügis enamvähem võrdse panuse. Kõige enam pikeneb kasvuperiood Tallinnas, vastavalt 22 ja 30 päeva sajandi keskpaigaks ja lõpuks (tabel 4). Peale seda, kui seni kasvuperioodi pikkusega piiratud potentsiaal on ära kasutatud, hakkab edasine kliima soojenemine negatiivselt mõjutama ka hilise sordi saagikust, nagu see ilmneb ka tabelis 2 tugevamat soojenemist ennustavate stsenaariumite ja lõuna- poolsemate asukohtade korral.

Erinevate kliimamudelite panus ennustatava saagi suurusesse on küllaltki eri- nev. Kõige kõrgemad saagid on saadud kliimamudelite baasil, mis ennustavad suu- remat sademete kasvu ja madalat temperatuuri tõusu, näiteks GISS-EH (joo- nis 3). Suuremaid MVS väärtusi annab veel kliimamudelite CGCM3, HadGEM1, CM2.1, CCSM3 ja CNRM-CM3 poolt genereeritud andmete kasutamine. Neist kaks esimest on mõõduka temperatuuri ja suviste sademete kasvuga soodsamad hilisele sordile, ülejäänud soodustavad madala temperatuuri tõusu ja/või sademete olulise suurenemisega juulis varajast sorti. Kliimamudelid, nagu HadCM3, mille järgi on oodata temperatuuri kõige suuremaid tõuse, eriti kui sellega kaasneb

sademete vähenemine juulis–augustis, põhjustavad kõige kehvemaid saagitingimusi. Sellesse gruppi kuuluvad veel CM2.0 ja IPS, mis ennustavad suurimaid temperatuuri tõuse eriti Tartu kohta. Sajandi lõpuks jõuab kliimamudelite prognoosidest tingitud MVS prognooside erinevus (mudelitele GISS-EH ja HadCM3 vastavate MVS kõverate vaheline kaugus joonisel 3) samasse suurusjärku, kui ilmastiku varieeruvusest tingitud erinevus (tagatuskõvera ulatus MVS teljel joonisel 3). Eriti selgelt on see näha stsenaariumi A2 korral. Samuti võib saadud tulemustest järeldada, et sajandi keskpaigas jäävad erinevate stsenaariumite poolt tingitud MVS erinevused väiksemaks, kui asukohast tingitud erinevused. Sajandi lõpuks tehtud prognoosides on see vahekord aga vastupidine.



**Joon. 3.** MVS kliimaatilist prognoosi väljendavad tagatuskõverad hilisele sordile 'Anti' Tallinnas taustperioodi 1965–2009 kohta ning stsenaariumite A2 ja B1 järgi sajandi lõpuks erinevate kliimamudelite alusel keskmisena ja eraldi kahe kõige ekstreemsemaid tulemusi andnud kliimamudeli järgi.

**Fig. 3.** Climatic forecast of MPY in the form of cumulative distribution for variety 'Anti' in Tallinn calculated for the reference period 1965–2009, averaged over calculations on the basis of different climate models and by the corrections of two models giving the highest and lowest results, in the case of scenarios A2 and B1 for the target 2100.

#### 4. Järeldused

Antud artiklis vaadeldud emissioonistsenaariumite poolt ennustatav kliima soojenemine omab varajase kartuli kasvatamisele Eestis negatiivset mõju. Meteoroloogiliselt võimaliku saagi statistiliselt oluline vähenemine avaldub käesoleva sajandi keskpaigaks ja lõpuks nii Tartus, Kuressaares kui ka Tallinnas. Kõrgemat temperatuuri tõusu ennustavad stsenaariumid põhjustavad suuremad saagikaod, seda peamiselt arengu kiirenemise, väiksemaks jääva lehepinna ja kasvuperioodi

lühendamise tõttu. Sademete hulga suurenemisega kaasnev väike positiivne efekt jääb märgatavalt alla temperatuuri tõusu negatiivsele mõjule. Hilisele kartulisordile osutub mõõdukas kliima soojenemine kasulikuks, pikendades võimalikku kasvu-perioodi. Suurem kliima soojenemine hakkab aga ka hilise sordi jaoks agrokli-maatilisi ressursse kahandama.

Positiivsem või vähem negatiivsem on kliimamuutuste mõju Põhja-Eestis. Suu-rem ilmastikuressursside kahanemine toimub Lõuna-Eestis.

Saadud tulemused näitavad, et saagikuse vahe varajaste ja hiliste sortide vahel suureneb prognoositud kliima soojenemise korral varajaste kahjuks veelgi, mis muudab saagi mõttes nende kasvatamise vähem kasumlikuks. Samas nihkub saagi saamise võimalus märgatavalt varasemaks ning lõppkokkuvõttes oleneb majan-duslik rentaablus paljuki sellest, kuidas avaldub kliimamuutuste mõju Eestist lõuna pool, kust pärit varane kartul muudab selle kasvatamise meil praegu eba-efektiivseks.

## Kirjandus

- Gobin, A., 2010. Modelling climate impacts on crop yields in Belgium. *Clim. Res.*, 44, 55–68.
- Hijmans, R.J., 2003. The effect of climate change on global potato production. *Am. J. Potato Res.*, 80, 271–280.
- Hulme, M., Wigley, T.M.L., Barrow, E.M., Raper, S.C.B., Centella, A., Smith, S.J., Chipanshi, A.C., 2000. Using a climate scenario generator for vulnerability and adaptation assessments. *MAGICC and SCENGEN version 2.4 workbook*. Climatic Research Unit, Norwich, UK, 52 pp.
- IPCC, 2007a. Climate change 2007: the physical science basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. (Eds. S. Solomon, D. Qin, M. Manning, Z. Chen, M. Marquis, K.B. Averyt, M. Tignor, H.L. Miller). Cambridge University Press, Cambridge, New York.
- IPCC, 2007b. Climate change 2007: impacts, adaptation and vulnerability. Contribution of Working Group II to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. (Eds. M.L. Parry, O.F. Canziani, J.P. Palutikof, P.J. van der Linden, C.E. Hanson). Cambridge University Press, Cambridge.
- Jaagus, J., 1998. Climatic fluctuations and trends in Estonia in the 20th century and possible climate change scenarios. *Climate change studies in Estonia* (Eds. T. Kallaste, P. Kuldna). Stockholm Environment Institute Tallinn Centre, 7–12.
- Jaagus, J., 2006. Climatic changes in Estonia during the second half of the 20th century in relationship with changes in large-scale atmospheric circulation. *Theor. Appl. Climatol.*, 83, 77–88.
- Jaagus, J., Truu, J., 2004. Climatic regionalisation of Estonia based on multivariate exploratory techniques. *Estonia. Geographical Studies*, 9, 41–55.
- Kabat, P., Marshall, B., Van den Broek, B.J., 1995. Comparison of simulation results and evaluation of parameterization schemes. *Modelling and parameterization of the soil-plant-atmosphere system. A comparison of potato growth model*. (Eds. P. Kabat, B. Marshall, B.J. van den Broek, J. Vos, H. van Keulen). Wageningen Press, Wageningen, 439–501.

- Kadaja, J., 2004. Kartuli produktsiooniprotsessi dünaamiline mudel ja selle rakendused. *Agraarteadus*, 15(2), 74–89.
- Kadaja, J., Tooming, H., 2004. Potato production model based on principle of maximum plant productivity. *Agric. For. Meteorol.*, 127, 17–33.
- Petr, J., (ed.) 1991. *Weather and Yield. Developments in Crop Science 20*. Elsevier, Amsterdam, New York.
- Saue, T., Kadaja, J., 2009. Simulated crop yield – an indicator of climate variability. *Boreal Env. Res.*, 14, 132–142.
- Saue, T., Viil, P., Kadaja, J., 2010. Do different tillage and fertilization methods influence weather risk on potato yield? *Agronomy Research*, 8, 427–432.
- Sepp, J., Tooming, H., 1991. *Resursy produktivnosti kartofelja*. Gidrometeoizdat, Leningrad.
- Štastná, M., Dufková, J., 2008. Potato simulation model and its evaluation in selected central European country. *Agriculturae Conspectus Scientificus*, 73, 227–234.
- Tooming, H., 1984. *Ecologičeskije principy maksimal'noj produktivnosti posevov*. Gidrometeoizdat, Leningrad.
- Wigley, T.M.L., Raper, S.C.B., 1992. Implications for climate and sea level of revised IPCC emissions scenarios. *Nature*, 357, 293–300.
- Žukovskij, E.E., Sepp, J., Tooming, H., 1989. O verojatnostnoj koncepcii rasčeta i prognoza etalonnih yrožajev. *Vestn. S.-H. Nauki*, 5, 68–79.

## **Impact of possible climate change on potato yield in Estonia**

Jüri Kadaja, Triin Saue  
Estonian Research Institute of Agriculture

### **Summary**

The main objective of the research was to generate and analyse values of meteorologically possible potato yields (MPY, maximum yield achievable under given meteorological conditions) – as a characteristic of agro-climatic resources for crop production – for the middle and end of the current century. An early potato variety 'Maret' and late variety 'Anti' are analysed as examples in three Estonian locations. Daily basic meteo-data from Kuressaare, Tallinn and Tartu meteorological stations for the period 1965–2009 were used.

Climate change was evaluated by MAGICC/SCENGEN software under four emission scenarios: A1B – more integrated world, rapid economic growth, slowing population growth and a quick spread of new and efficient technologies; A2 – more divided world with continuously increasing population and an emphasis on family values and local traditions; B1 – world of “dematerialization” and introduction of clean technologies with rapid economic growth and increasing population; and B2 – world with an emphasis on local solutions to economic and environmental sustainability, with moderate economic growth and slowed population growth. Results of 18 different global circulation models were applied. Resultant prognoses of monthly changes were used as corrections to the daily weather data, which were input to a potato crop model POMOD.

All four reviewed climate change scenarios project an increase in the annual mean temperature for Estonia, with the highest warming occurring during the cold period of the year. Average annual precipitation was also predicted to increase, although those changes appear less certain than the changes in temperature.



The impact of climate warming is negative for early potato growth in Estonia. All scenarios predict significant losses in potato yields in all three observed locations. The scenarios of higher temperature rise cause higher losses, mainly due to the accelerating development, smaller LAI and shortened growing period. Moderate climate warming has a positive influence on the growth of the late potato varieties through prolonging the growing period. However, more radical changes lead to the decline of agro-climatic resources. A more positive (or less negative, in case of more extreme scenarios) effect of climate change is detected for Northern Estonia.

Variability of computed yields, originating from the diffusion of GCM results was quite high, attaining to the same magnitude with the inter-annual variability by the end of the century.

## **Päikesekiirgusega varustatuse muutlikkus Tõraveres 1955–2010**

Kalju Eerme, Ilmar Ansko, Uno Veismann  
Tartu Observatoorium

### **1. Sissejuhatus**

Maapinnani jõudev päikesekiirguse energia on üks olulistest kliima- ja keskkonnateguritest. See on ressursss taimede kasvuks, biosfääri ja inimeste tervise tagamiseks ning energeetikaga seotud rakendusteks. Päikesekiirguse toime keskkonnale üldse ja biosfäärile eriti sõltub kiiritustihedusest ja selle spektraalsest koostisest. Maa ümber Päikese tiirlemise ja ümber telje pöörlemise tõttu muutub päikeseenergiaga varustatus aasta jooksul suurtes piirides, seda enam mida suurem on geograafiline laius. Eestis ja paljudes teistes kohtades Euroopas registreeritakse alates 1950-ndatest aastatest pidevalt horisontaalsele pinnale langevat summaarset integraalset päikesekiirgust. Summaarse kiirguse all mõeldakse otse- ja hajuskiirguse summat. Peale summaarse kiirguse registreeritakse suhteliselt vähestes kohtades ka otsekiirgust eraldi, sealhulgas Eestis. Episoodilisi päikesekiirguse mõõtmisi alustati juba veidi enam kui 100 aastat tagasi (Kallis *et al.*, 2005), kuid nendest ei saa põhjalikuks analüüsiks kõlbulikke aegridu.

Integraalse päikesekiirgusega varustatust, aga ühtlasi ka kiirguse spektraalset koostist, reguleerib meie kliimavööndis aastase tsükli taustal kõige enam pilvisus ning tähtsuselt teise tegurina mõjutab neid pilvitu atmosfääri läbipaistvus. Kuigi temperatuuri peetakse kõige tähtsamaks ilma ja kliimat iseloomustavaks suuruseks on ka õhuniiskus, tuul ja päikesekiirgus tähtsad.

Klimatoloogilises uurimistöös rakendatakse füüsikalist modelleerimist ja statistilistel meetoditel põhinevat andmeanalüüsi. Ehkki statistiline andmetöötlus on näiliselt lihtne ja selge, jätab see palju võimalusi andmete ebakorrektsaks analüüsiks ja vääradeks järeldusteks. Kliimat iseloomustavate suuruste puhul on tähtsad nende tüüpiline väärtus, varieeruvus selle tüüpilise väärtuse ümber ja muutumise tendentsid pikema aja jooksul. Sageli võetakse suuruse tüüpilise väärtuse iseloomustajaks aritmeetiline keskmine ehk keskvärtus, ilma pikemalt arutlemata kas see ikka on adekvaatne iseloomustaja. Muutlikkust keskmise suhtes iseloomustatakse traditsiooniliselt ruutkeskmise ehk standardhällbega. Lisaks pakub kindlasti huvi, kui suured või väikesed võivad olla ekstreemsed väärtused ning kui sageli ekstreemsete lähedased väärtused esinevad. Keskvärtus ja standardhällve sobivad iseloomustajatena kasutada siis, kui suuruse väärtused jaotuvad juhuslikult või vähemalt sümmeetriliselt selle keskvärtuse suhtes. Kui jaotust kujundavates protsessides ilmnevad eelistused ja jaotus ei ole sümmeetriline, siis sobivad tema iseloomustamiseks traditsioonilise keskvärtuse ja standardhällbe asemel teised

karakteristikud. Ebasümmeetriliste ja ajas muutuvate jaotuste korral on tähtis, et iseloomustavad karakteristikud oleks robustsed, see tähendab sõltuks võimalikult vähe jaotuse kujust ning selle muutumisest ajas (Wilks, 2006; Willink, 2008).

Kliimat iseloomustavate suuruste muutumist ajas iseloomustatakse trendidega, eelistades seejuures lineaarseid trende. Muutumine ise on tegelikult harva lineaarne vaid realiseerub tihti pigem kvaasiperioodiliste võnkumistena. Kliimasüsteem koosneb paljudest, mõjutustele reageerimise mõttes erineva inertsiga komponentidest. Kogu süsteemi reaktsioon integreerub komponentide omadest. Kliimat kujundavad väga mitmesuguse ajalise kestusega ja amplituudiga protsessid. Teda mõjutavad nii juhuslikult kui perioodiliselt toimivad tegurid. Kõigi nende tegurite põhjustatud muutlikkuse taustal ei ole süstemaatilise muutumise signaali usaldusväärne määramine lihtne ülesanne. Perioodiliselt mõjuvate tegurite põhjustatud muutused peaksid põhimõtteliselt olema kergemini tuvastatavad, sest nende taga on ennustatava käitumisega tegurid. Kui kliimat iseloomustavad suurused reageeriks mõjutavatele teguritele proportsionaalselt, siis võiksime loota, et nende muutumises ilmnevad samad perioodid mis tegurite toimimises. Tegelikuses reageerib kliimasüsteem oma seesmise inertsiga tõttu mõnede mõjutavatele teguritele ärsakmalt ja teistele tuimemalt. Kui mõne komponendi reaktsiooniaeg sarnaneb mõjutava teguri iseloomuliku toime ajaga, siis ilmneb resonantsi sarnane olukord ja vastava teguri mõju tuleb selgemalt esile. Kui selline kokkulangevus puudub, siis võib teguri mõju uppuda paljude teiste tegurite tekitatud mürrasse.

Käesolevas töös keskendutakse Eestis, Tartu-Tõravere Meteoroloogiajaamas aastatel 1955–2010 registreeritud päikese integraalse summaarse kiirguse ja otsekiirguse päevasummade kliimaatilisele analüüsile. Praegu põhiliselt päikese ultraviolettkiirguse spektraalse koostise ja dooside seaduspärasusi uuriva töögrupi esmane huvi integraalse päikeseikiirguse andmete vastu tulenes nende kasutamisest proksidena ultraviolettkiirguse dooside rekonstrueerimisel (Eerme *et al.*, 2002; 2003; Krzyscin *et al.*, 2004; Eerme, 2005; Eerme *et al.*, 2006; Koepke *et al.*, 2008). Päikeseikiirguse spektraalses koostises pakub viimasel ajal suurimat huvi kõige lühilainelisem maapinnani jõudev ultraviolet B (UVB) piirkond lainepikkustega 290–315 nm, mis suudab lõhkuda keemilisi sidemeid orgaanilistes molekulides ja sunnib rakkude tasemel rakendama kiirguse juurdepääsu takistavaid ja kahjustusi taastavaid meetmeid. Muutuv biokeemia avaldab omakorda mõju organismidele endile ja nende füsioloogiliste muutuste kaudu ka ümbritsevale keskkonnale. UVB ja UVA (315–400 nm) piirkondade kiirgus on ühtlasi atmosfääris fotokeemiliste reaktsioonide algatajaks ja selle kaudu oluline tegur atmosfääri isepuhastumise protsessides. See kiirgus ei aita atmosfäärist kõrvaldada mitte üksnes ebasoovitavaid keemilisi ühendeid vaid hävitab ka haigusi tekitavaid viirusi ja baktereid. Võrreldes nähtava kiirgusega tuleb UVA kiirgus pilvedest läbi seda paremini mida lühem on lainepikkus. UVB kiirgus nõrgeneb pilvedes tunduvalt rohkem. Seetõttu sisaldub teda otsekiirguses oluliselt rohkem kui summaarses kiirguses (Aun *et al.*, 2011).

Päikese integraalse otse- ja summaarse kiirguse suhtelisi päevadoose vastava normaaltingimustel selge päeva väärtuse suhtes on hiljem omaette statistiliselt uuritud aastasisese sesoonse ning aastast-aastasse muutumise suhtes (Eerme *et al.*,

2007; 2010). Käesolevas töös on kalendrikuude tasemel uuritud, kui palju olenevad integraalse päikesekiirgusega varustatuse aastasisesed suhtelised proportsioonid ja pikemaajalise muutumise lineaarsed trendid erinevatest keskmist iseloomustavatest karakteristikutest. Eesmärgiks oli leida sobivaim karakteristik keskmise iseloomustamiseks ja huvialuste trendide kirjeldamiseks ajalõikudel, kus muutumine on lineaarselt kirjeldatav. Karakteristiku sobivus oleneb jaotustiheduse kujust ja viimast kujundavad ilmastikuprotsessid. Kliima mõõduka muutumise korral hakkavad ootuspäraselt esmalt ilmnema muutused kliimat kujundavate sündmuste sageduses. Selliste muutuste tuvastamiseks sobib rakendada lainikanalüüsi. Töös on Morlet' lainikute abil uuritud päevase suhtelise kogukiirguse ja keskmise pilvisuse palli sageduslike karakteristikute muutumist ajavahemikus 1955–2010.

## 2. Andmed ja meetodid

### 2.1. Andmed

Töös on kasutatud EMHI Tartu-Tõravere Meteoroloogiajaamas ( $58^{\circ}16'N$ ,  $26^{\circ}28'E$ , 70 m üle merepinna) registreeritud lainepikkuste vahemiku 300–2500 nm integraalse kiirguse päevasummasid  $G$ . Samuti on kasutatud tunnise intervalliga tehtud pilvisuse vaatluste andmeid. Töös kasutatud iga päeva valge aja kogupilvisuse pall on nende tunniste väärtuste aritmeetiline keskmine. Päeva alguse ja lõpu väärtused on  $\pm 0,5$  tunni sees päikese tõusu ja loojangu suhtes. Energeetiliste ühikute skaalas  $MJ/m^2$  on isegi selge ilmaga südasuviste ja südatalviste päevasummade  $G$  erinevus kuni 17,5 kordne.

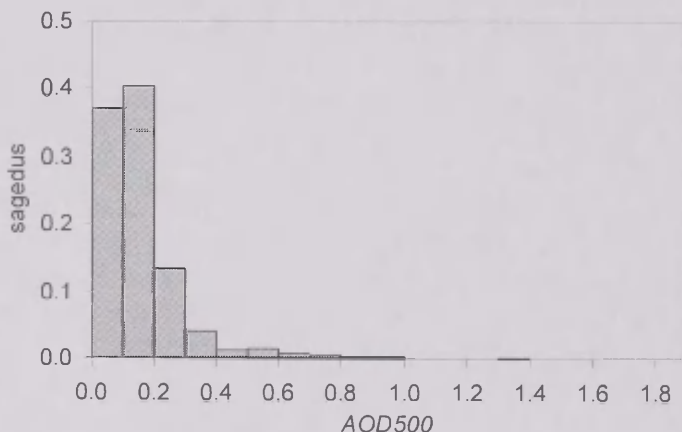
Energeetilised väärtused sõltuvad kõige enam päikese näiva taevafääril liikumise aastasest tsüklist ja teiste tegurite, nagu pilvisuse või atmosfääri läbipaistvuse, mõju nende jaotusele mingi lühema ajavahemiku ulatuses ei õnnestu adekvaatselt uurida. Selleks on vaja aastase tsükli mõju elimineerida. Et erinevate aastaaegade suhtelist päikeseenergiaga varustatust saaks võrrelda on päevasummad esitatud suhtarvudena  $G/G_{clear}$ , milles  $G$  on antud päeval registreeritud tegelik horisontaalsele pinnatühikule langev kiirgusenergia hulk ja  $G_{clear}$  kujutletava normaalse atmosfääri läbipaistvusega selge päeva vastav energiahulk. Täpsemalt on nende suhteliste suuruste arvutamise küsimusi selgitatud meie varasemates töodes (Eerme *et al.*, 2003; 2006; 2007). Normaalse selge ilma integraalse kogukiirguse päevasummade aastane käik on interpoleeritud empiirilisel kasutades olemasolevaid selgete päevade väärtusi ja Russaku *et al.* (2007) ettevalmistatud aerosooli optilise paksuse (AOD) andmeid integraalse kiirguse jaoks aastatest 1955–2003.

Alates 2002. aasta juunist registreeritakse Tõraveres atmosfääri aerosooli optilist paksust NASA AERONET Cimel-318a päikesefotomeetriga seitsmel lainepikkusel 340 kuni 1020 nm. Nende puhul on kasutatud pilvede mõju suhtes korrigeeritud 2.0 taseme andmeid (<http://aeronet.gsfc.nasa.gov>). Kuna aeg-ajalt esineb kõigil aastaaegadel normaalset kordades ületavaid AOD väärtusi, siis ei ole mingi ajavahemiku aritmeetiline keskmine normaalse atmosfääri AOD iseloomustamiseks adekvaatne. Seda nii integraalses päikesekiirguses kui aparatuuri Cimel-318a



üksikutel lainepikkustel. Põhiosa AOD väärtustest on registreeritud suvise poolaasta kuudel, aprillist septembrini. Veebruaris ja novembris on registreeritud väärtusi statistiliste hinnangute tegemiseks vähe ja detsembris-jaanuaris pole neid üldse. Märtsist oktoobrini õnnestub  $G_{clear}$  päevaseid väärtusi hinnata ja interpoleerida piisavalt täpselt, ajavahemikus novembrist veebruarini tuleb leppida suhete  $G/G_{clear}$  suurema määramatusega.

Oluliselt ei anna seda parandada ka kiirguslevi arvutuste abil. Peale selle, et kõige pimedamal aastaajal ei soodusta päikesekiirte kaldu levi läbi tihedate atmosfäärikihtide arvutuslike hinnangute täpsust, piirab seda ka lumeolude suur varieeruvus. Suvise poolaasta ulatuses on põhiosa AOD väärtusest suhteliselt väikesed ja jaotuvad kompaktelt kõige sagedamini esineva tüüpilise ümber, kuid suuremate väärtuste saba ulatub kaugele paremale ja nihutab keskväärtuse kõige sagedamini esinevatest märgatavalt suuremaks. Keskväärtuse asemel on seega otstarbekas AOD normaalväärtuseks võtta trimmitud keskväärtus või trimmitud mediaan. Sageli rakendatakse trimmitud keskväärtuse saamiseks meetodit, milles jäetakse mingi väike osa, näiteks 5%, kõige suuremaid ja kõige väiksemaid väärtusi välja. Samuti kasutatakse tavalise mediaani kõrval mitmesugusel viisil modifitseeritud mediaani. Meie oleme kasutanud trimeaani, mille kohta täpsemad selgitused on antud järgmises punktis. Joonisel 1 on esitatud aastatel 2002–2010 registreeritud AOD histogramm ajavahemikus aprillist septembrini lainepikkusel 500 nm. Selle jaotuse keskväärtus on ligi 28 % trimeaanist ja 37% mediaanist suurem. Erinevates geograafilistes regioonides on normaalne AOD erinev ja vastavalt ka normaalsed selge ilma  $G_{clear}$  väärtused sama keskpäevase päikese kõrgusnurga korral mõnevõrra suuremad või väiksemad. Kindlasti tuleb nende arvutusliku või empiirilise määramise eel uurida AOD jaotusi.



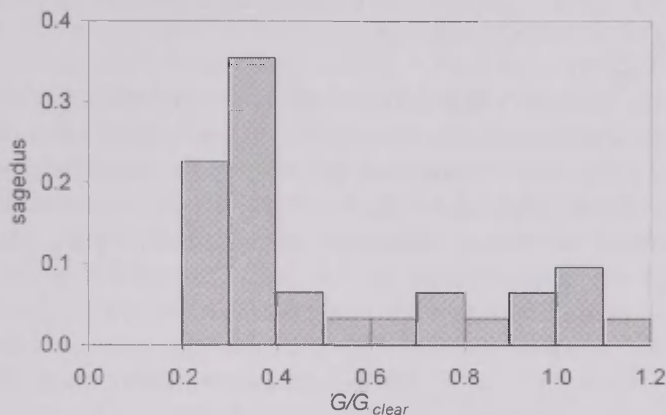
**Joon. 1.** Suvise poolaasta AERONET aerosooli optilise paksuse AOD tõenäosustiheduse jaotus 500 nm juures aastatel 2002–2009.

**Fig. 1.** Probability density distribution of the AERONET-measured AOD in the summer half-year at 500 nm in 2002–2009.

Samu  $G/G_{clear}$  andmeid kasutatakse käesolevas töös nii selle suuruse kalendrikuude tööenäosustiheduse jaotusi iseloomustavate karakteristikute kui suhtelise päikese-energiaga varustatuse sageduslike muutuste uurimiseks lainikanalüüsi teel.

## 2.2. Keskmise ja hajuvuse karakteristikud

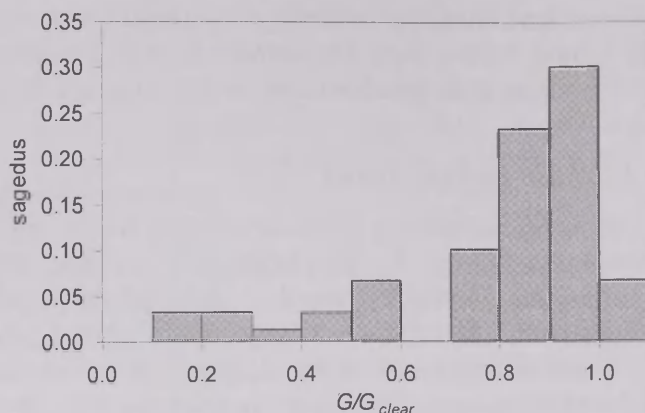
Kuna kogu uuritava ajavahemiku kõigi päevade jaoks on olemas  $G/G_{clear}$  väärtused, siis oli võimalik ajavahemiku 1955–2010 kõigi kalendrikuude jaoks leida selle suuruse tööenäosustiheduse jaotused. Enamikul juhtudel osutusid need asümmeetrilisteks. Talvise poolaasta kuudel, mil sagedamini esineva pilvisuse tõttu on ülekaalus  $G/G_{clear}$  väikesed väärtused, ilmneb tendents jaotuse positiivse kallakuse esinemiseks, suvekuudel aga negatiivse kallakuse esinemiseks. Talvekuude  $G/G_{clear}$  päevaväärtuste jaotuse tüüpiline histogramm on esitatud joonisel 2 ja suvekuude jaotusele iseloomulik histogramm joonisel 3.



**Joon. 2.** Tüüpiline "pimeda" poolaasta kuu suhtelise kogukiirguse  $G/G_{clear}$  jaotuse histogramm.

**Fig. 2.** Typical histogram of a monthly distribution of the relative daily sum of the global irradiance  $G/G_{clear}$  in the "dark" half-year.

Kuni 50% juhtudel novembris ja umbes 25% juhtudel detsembris ning jaanuaris osutusid jaotused teravamaks kui Gaussi jaotus. Seda domineerivast tihedast pilvisusest tingitud  $G/G_{clear}$  väga väikeste väärtuste tõttu. Ülejäänud kuudel olid jaotused enamasti Gaussi jaotusest lamedamad suurtes piirides varieeruva pilvisuse tõttu. Teravatipulisemaid jaotusi esines harva, erakordselt päikeselistel ilmadega suvekuudel, kõige sagedamini juulis. Keskmist või tüüpilist väärtust iseloomustavate karakteristikutena on vaadatud aritmeetilist keskmist, mediaani ja trimeani (*trimmed mean*).



**Joon. 3.** Tüüpiline suvekuu suhtelise kogukiirguse  $G/G_{clear}$  jaotuse histogramm.

**Fig. 3.** Typical histogram of a monthly distribution of the relative daily sum of the global irradiance  $G/G_{clear}$  in the summer half-year.

Uuritava suuruse üksikud väga suured väärtused põhjustavad aritmeetilise keskmise nihet kõige sagedamini esinevatest ehk iseloomulikest väärtustest suuremate suunas. Samuti põhjustavad vähesed väga väikesed väärtused aritmeetilise keskmise nihet tüüpilistest väärtustest väiksemate suunas. Mediaan on defineeritud nii, et pooled väärtused on temast väiksemad ja pooled suuremad. Mediaani väärtus võib olla sama nii teravatipulise kui lameda jaotuse korral. Kummalgi pool mediaani võib jaotuse iseloom seejuures olla oluliselt erinev. Seetõttu ei saa ka mediaani pidada parimaks keskmist iseloomustavaks karakteristikuks. Ühe kuu kohta on väärtuste arv 28 kuni 31. See ei luba kasutada väga komplitseeritud karakteristikuid ega ka arvestatava osa punktide väljajätmist. Siiski on vaja arvesse võtta ka jaotuse tiibasid. Suhteliselt lihtne karakteristik, mis seda võimaldab, on Suurbritannia statistiku A.L. Bowley poolt kasutusele võetud ja J.W. Tukey suure populaarsusega raamatu (Tukey, 1977) kaudu kasutusse juurdunud trimeaan kui mediaani ja kvartiilide kaalutud keskmine. Trimeaan arvestab kahekordse kaaluga mediaanväärtust ja ühekordse kaaluga väärtusi kohtadel, millest 25% on väiksemad ja 25% suuremad (Tukey, 1977; Wilks, 2006). Kõigi aastate kõigi kalendrikuude suhtelise summaarse kiirguse aritmeetilisi keskmisi, mediaane ja trimeaane on omavahel võrreldud. Summaarse kiirguse kõrval pakub praktilist huvi ka otsekiirguse kättesaadavus erinevatel kalendrikuudel. Käesolevas töös on vaadatud horisontaalsele pinnale langeva otsekiirguse  $I'$  päevasummasid. Kuna peaaegu kõigil kuudel sisaldavad horisontaalsele pinnale langeva suhtelise otsekiirguse  $I'/I'_{clear}$  jaotused lauspilves ilmadele vastavaid nulle või väga väikesi väärtusi ja mitmel kuul on need ülekaalus, siis on otstarbekas kalendrikuu tasemel jagada kogu kuu otsekiirguse summa vastava kujuteldavate selgete ilmadega kuu omaga. Jaotustihedusi ei ole võimalik eraldi korrektselt uurida.

Väärtuste hajuvust iseloomustatakse tavaliselt ruutkeskmise hälbega  $StDev$ . Kuna käesolevas töös on võrreldud erinevaid keskväärtust iseloomustavaid näita-

jaid, siis on standardhälbe analoogid arvutatud ka trimeaani ja mediaani suhtes, vastavalt *StDevTri* ja *StDevMed*. Mediaani suhtes arvutatud *StDevMed* osutus enamikul juhtudel kõige suuremaks ja trimeaani suhtes arvutatud *StDevTri* kõige väiksemaks. Seda asjaolu võib pidada täiendavaks argumendiks trimeaani kui sobivaima karakteristiku kasuks suhtelise integraalse kiirguse kalendrikuude keskmiste väärtuste hindamisel.

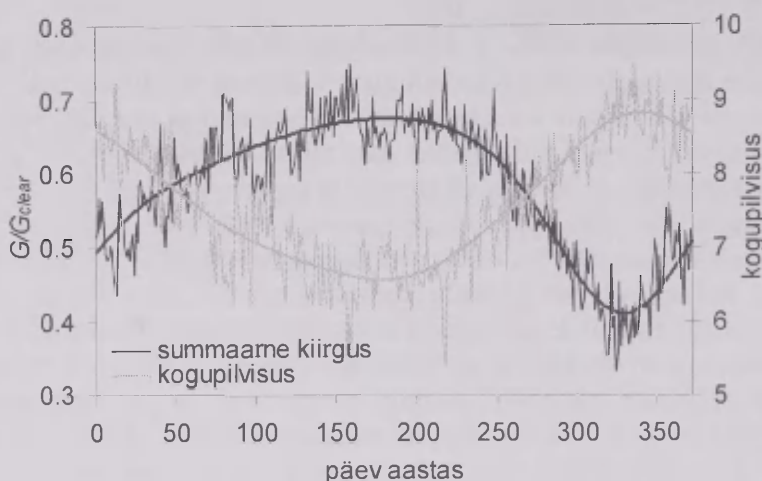
### **2.3. Lainikanalüüs**

Ilm tähendab atmosfääri seisundit. Päikesekiirguse suhtelise päevasumma  $G/G_{clear}$  nagu ka teiste ilma iseloomustavate suuruste väärtused muutuvad ajas. Muutumist põhjustavad nii juhuslikud kui süstemaatilise iseloomuga tegurid. Ilmade muutlikkuses ilmnevad mitmesuguse ajalise mastaabiga kvaasiperioodilised muutused, perioodidega mõnest päevast kuni kümnete ja sadade aastateni. Neid põhjustavad atmosfääri enda muutlikkus ja looduslike tegurite ning inimtegevuse mõju atmosfäärile. Atmosfääri vastasmõju ookeaniga ja maapinnaga võib atmosfääri sisemist muutlikkust võimendada või ka maha suruda. Võrreldes atmosfääriga on ookeanil ja maismaa aluspinnal oluliselt suurem soojusenergia salvestamise võime ja mehhanismid selle erinevate kiirustega ülekandmiseks atmosfäärile. Atmosfäär omakorda saab mõjutada ookeanis energia salvestamist ja vabastamist. Oluliseks soojusenergia kandjaks ja selle vabanemise protsesside korraldajaks atmosfääris on veeaur. Peale soojuse kujundab ilma atmosfääri kineetiline energia, nii süstemaatilise õhuringluse kogu kineetiline energia kui selles tekkivate ja seda mõjutavate pöörste ning lainete oma. Mõnel viimasel aastakümnel on täheldatud põhjapoolkera lähispolaarsete laiuskraadide atmosfääri kogu kineetilise ja pöörste kineetilise energia kasvu (Hu *et al.*, 2004). Ühtlasi on alates 1970ndatest ilmnenud märgatavad muutused atmosfääri tsirkulatsiooni režiimides. Mittelineaarse dünaamika vaatepunktist ongi mõõdukatest mõjutustest tingitud kliima muutumise esmaseks avaldumiseks varem tuntud ilmarežiimide esinemise sageduse muutumine (Christiansen, 2003).

Protsesside sagedusliku analüüsi puhul on eelistatud võrdse ajalise sammuga aegread. Analüüsitakse ka "auklikke" aegridu, kuid sellistel juhtudel tuleb rakendada täiendavaid eeldusi. Käesolevas töös kasutatud aegread on täies ulatuses andmetega kaetud. Peale päikese integraalse kogukiirguse suhteliste päevasummade  $G/G_{clear}$  aegrea on analüüsi objektiks ka päeva keskmise kogupilvisuse hulga andmearv, millede samuti on kõigi päevade jaoks väärtused olemas. Et sügisel ja talvel on integraalse kiirguse suhtelised päevasummad regulaarselt väiksemad ning pilvisuse hulgad suuremad kui suvekuudel, siis ei ole lihtsalt  $G/G_{clear}$  ja pilvisuse palli kasutamine sagedusliku analüüsi tarvis piisav. Aastane tsükkel tuleks sellisel juhul ikkagi suure võimsusega esile. Seepärast on taustaks, mille suhtes muutlikkust vaadatakse, võetud  $G/G_{clear}$  ja pilvisuse palli kogu uurimisaluse ajavahemiku silutud aastased tsüklid. Need on esitatud joonisel 4. Lainikanalüüs on alternatiiviks klassikalisele Fourier' analüüsile. Mõlemal juhul on eesmärgiks teada saada, kui suur osa aegrea muutlikkusest toimub igas sageduste vahemikus ning



tuvastada uuritava suuruse muutlikkusesse oluliselt panustavad sagedused. Klassikalise Fourier' analüüsi korral (Jenkins, Watts, 1968) leitakse oluliselt panustavad sagedused kogu analüüsitava aegrea lõigu kohta ega saada informatsiooni selle kohta, kas ja millal oluliselt panustavad sagedused on ajas muutunud. Fourier' analüüsi teiseks miinuseks on liiga siledade funktsioonide kasutamine, mis ei võimalda adekvaatselt analüüsida järske muutusi sisaldavaid aegridu.

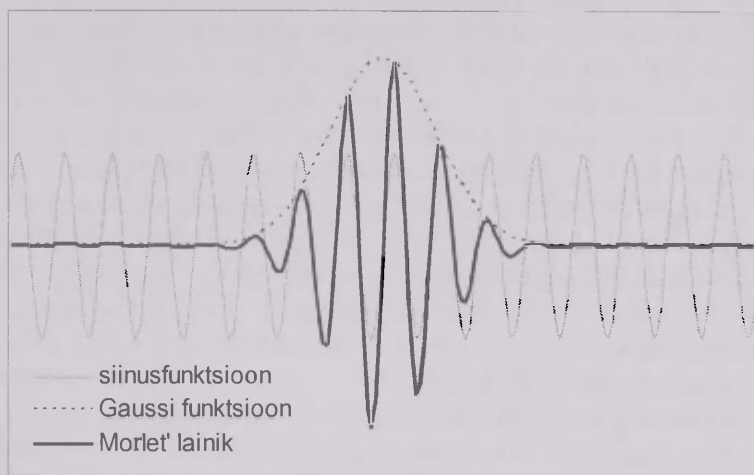


**Joon. 4.** Suhtelise päevase summaarse kiirguse  $G/G_{clear}$  ja kogupilvisuse päevase hulga silutud keskmised aastased tsüklid.

**Fig. 4.** Smoothed average annual cycles of the daily  $G/G_{clear}$  and the daily total cloud amount.

Lainikanalüüs võimaldab aegridade transformeerimise teel aeg–sagedus ruumi määrata korraga muutlikkuses domineerivaid sagedusi ja seda, kuidas nende panus ajas muutub (Daubechies, 1992; Kaiser, 1994; Foufola-Georgiou, Kumar, 1995; Lau, Weng, 1995). Lainikanalüüsi saab kasutada aegridade analüüsil, millised sisaldavad mittestatsionaarset muutlikkuse võimsust mitmetel erinevatel sagedustel, sealhulgas ka selliste aegridade analüüsil, millistes esinevad järsud jõnksud. Kasutatav lainikfunktsioon ehk emalainik peab sobima analüüsitavate andmete ajas muutumise iseloomuga. Kui andmete aegridades esinevad järsud muutused, siis sobib paremini kandilisem funktsioon. Kui muutumine on sujuv, siis sobib suhteliselt sile funktsioon nagu on Fourier' analüüsis kasutatavad funktsioonid. Emalainikuks nimetatavast funktsioonist saame moodustada kahedimensionaalse lainikute pere. Selles kasutatava translatsiooniks nimetatava parameetri muutmine võimaldab nihutada emalainikut mööda ajatelge ja lainiku taset määrava parameetri muutmine muuta teda laiemaks või kitsamaks. Käesolevas töös on kasutatud varem Torrence'i ja Compo (1998) poolt kliima karakteristikute analüüsil kasutatud Morlet' lainikut. Morlet' lainik koosneb Gaussi funktsiooniga moduleeritud

eksponentfunktsioonist (vt joonis 5). Seda lainikfunktsiooni on kasutatud mitmetes teisteski geofüüsikaliste andmete aegridade sagedusliku analüüsi töödes (Yan *et al.*, 2001; Walter, Graf, 2002). Käesolevas töös kasutatud arvutusprogrammi on kirjutanud üks töö autoritest I. Ansko. Lainikteisendus säilitab aegrea muutlikkuse ja võimaldab pöördteisenduse teel esialgse aegrea täpselt taastada. Lainikute võimsusspektri tippude statistiline olulisus on määratud madalsagedusliku müra Fourier' spektri suhtes nagu seda lainikanalüüsi rakendustes sageli tehakse. Ilmastikuprotsessid on suhteliselt mürarikkad ja muutlikkuses domineerivad sagedused ei ületa nende võimsusspektrites väga kõrgeid usaldusnivoosid. Käesolevas analüüsis on piirdutud 95% ja 90% usaldusnivood ületavate tasemetega.



Joon. 5. Morlet' lainik.

Fig. 5. Morlet wavelet.

### 3. Tulemused

#### 3.1. Kalendrikuude suhtelise integraalse kogukiirguse $G/G_{clear}$ hulgad ja nende päevaste väärtuste jaotuste keskväärtuse, mediaani ning trimeaani erinevused

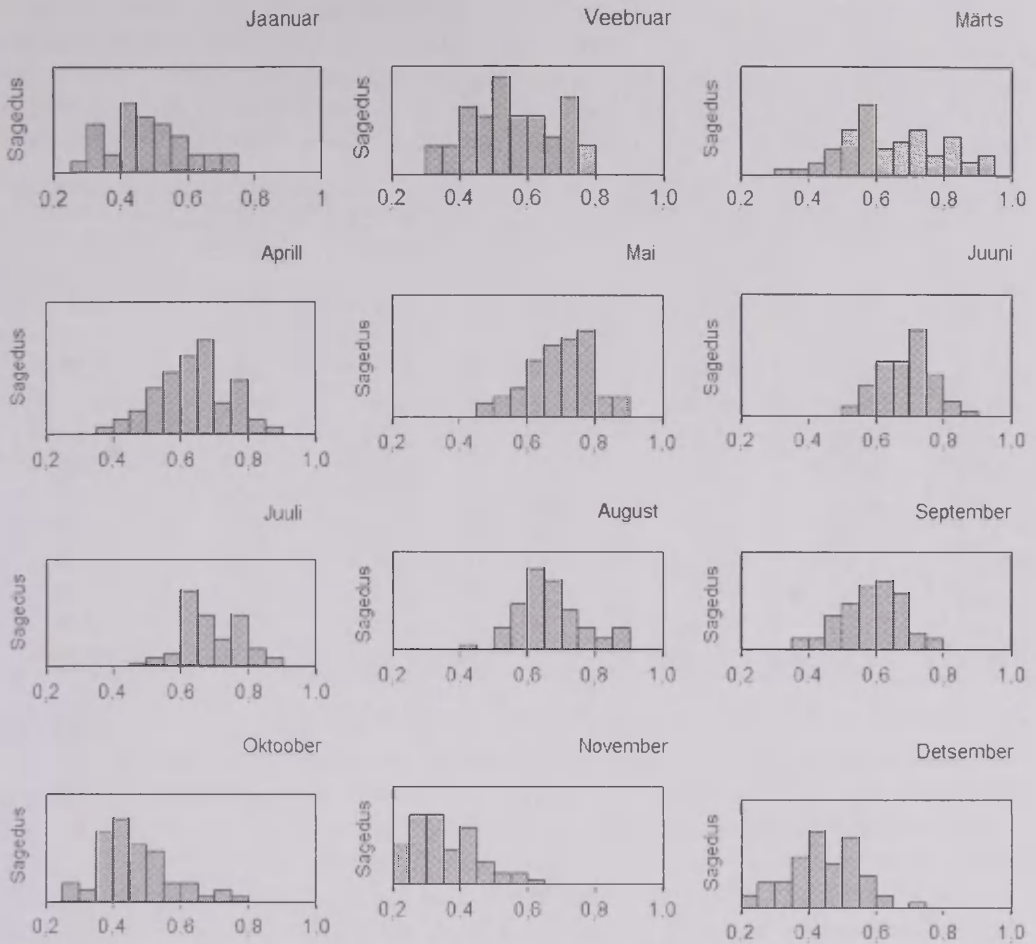
Kindlasti sisaldavad iga kalendrikuu jaoks arvutatud kogukiirguse suhtelise päeva-summa  $G/G_{clear}$  tõenäosustiheduse jaotused rohkem informatsiooni kui neist igaühe ükskõik milline keskmist iseloomustav karakteristik. Paraku on kõigi kliima-karakteristikute puhul huvi suunatud nende muutlikkuse iseloomule ja ajas muutumise trendidele. Selles suhtes on kogu jaotusfunktsioonides sisalduvat informatsiooni keeruline, kui mitte võimatu, rakendada. Tuleb ikkagi piirduda ühe või kahe arvuga iga kuu olukorra iseloomustamiseks ja loomulikult tuleb leida mitmete võimalike näitajate seast sellised, millised kõige adekvaatsemalt iseloomustavad.

Kogu perioodi 1955–2010 kõigi kalendrikuude jaoks on arvutatud  $G/G_{clear}$  jaotustiheduse kolm keskmist iseloomustavat karakteristikut – tavaline keskväärtus, trimeaan ja mediaan. Samuti on iga kuu jaoks arvutatud ruutkeskmised hälbed

nende keskmist iseloomustavate karakteristikute suhtes. Kogu 56 aasta pikkuse ajavahemiku 1955–2010 kõigi kalendrikuude  $G/G_{clear}$  keskmist iseloomustavate kolme suuruse endi jaotustihedused osutusid omavahel küllaltki sarnasteks, kuigi nad ei olnud päris sümmeetrilised. Kuna ootuspäraselt osutus trimeaan sobivaimaks keskmist iseloomustavaks karakteristikuks, siis vaatasime eraldi kõigi kalendrikuude  $G/G_{clear}$  trimeaanide jaotust kogu huvialuses ajavahemikus. Nende trimeaanide 56 aasta jaotuste jaoks arvutatud trimeaani ja mediaani erinevus keskväärtusest ei ulatunud üle  $\pm 1\%$ , välja arvatud oktoober ja november, mil see oli ligi 4%. Korrektsuse mõttes on kogu vaatlusaluse ajavahemiku kuude keskmisi  $G/G_{clear}$  iseloomustava suurusena kasutatudki trimeaani. Joonisel 6 on esitatud aastate 1955–2010  $G/G_{clear}$  trimeaanide jaotuse histogrammid jaanuarist detsembrini. Nagu mainitud, erinevad need üsna vähe keskväärtuste jaotuste histogrammidest.

Nüüd läheme kogu ajavahemiku kalendrikuude keskmiste  $G/G_{clear}$  jaotuste juurest tagasi üksikute kalendrikuude päevaste  $G/G_{clear}$  väärtuste jaotustiheduste ja nende keskmisi iseloomustavate karakteristikute juurde. Iga aasta konkreetse kalendrikuu keskmist  $G/G_{clear}$  iseloomustavatest karakteristikutest osutus talvise poolaasta kuudel oktoobrist veebruarini keskväärtus regulaarselt suuremaks kui mediaan ja trimeaan. Vaatlusaluse 56 aasta jooksul oli novembris keskväärtus suurem koguni kõigil aastatel, detsembris osutus ta väiksemaks 3, jaanuaris 6, oktoobris 8 ja veebruaris 13 aastal. Suvekuudel oli vastupidi, kuid erinevuse amplituudid osutusid oluliselt väiksemateks kui talvel. Üksikutel aastatel osutus keskväärtus ka suvekuudel trimeaanist mõne protsendi võrra suuremaks. Märtsis ja septembris oli peaaegu pooltel aastatel trimeaan suurem ja pooltel keskväärtus suurem.

Maksimaalsed, keskmised (trimeaanid) ja minimaalsed *Keskväärtus/Trimeaan* suhted kuude kaupa on esitatud tabelis 1. Maist augustini osutus kuu  $G/G_{clear}$  keskväärtus trimeaanist keskmiselt 2,5–3% võrra väiksemaks. Üksikutel kuudel ei olnud kogu aasta vältel keskväärtus kunagi trimeaanist üle 10 % väiksem, välja arvatud üks juhul märtsis, mil erinevus oli 11,7%. Suhteliselt kõige "pimedamal" kuul novembris osutus keskväärtus aga trimeaanist keskmiselt 14% võrra ja teistel talvise poolaasta kuudel 4,5–9,5% suuremaks. Üksikutel aastatel osutus keskväärtus mõnedel talvekuudel trimeaanist koguni 25–40% suuremaks. Kuna ilmastiku pooldest sarnased aastad esinevad sageli ajaliselt lähestikku, siis on sellest tingituna põhjust karta märgatavaid erinevusi ka erinevate karakteristikute alusel arvutatud trendides. Talvekuudel novembrist jaanuarini on *Keskväärtus/Trimeaan* suhte muutumise amplituud üsna sarnane. Samuti on see sarnane suvekuudel. Joonisel 7 on esitatud selle suhte muutumise käik aastatel 1955–2010 juulis ja detsembris. Jooniselt on näha, et talvekuudel domineerivad suhte suured väärtused ja suurem muutumise amplituud. Suvekuudel on väärtused ja muutumise amplituud väiksemad.



**Joon. 6.** Ajavahemiku 1955–2010 kalendrikuude  $G/G_{clear}$  trimeaanide jaotuse histogrammid jaanuarist detsembrini.

**Fig. 6.** Histograms of the monthly distribution of  $G/G_{clear}$  trimeans for January to December in 1955–2010.

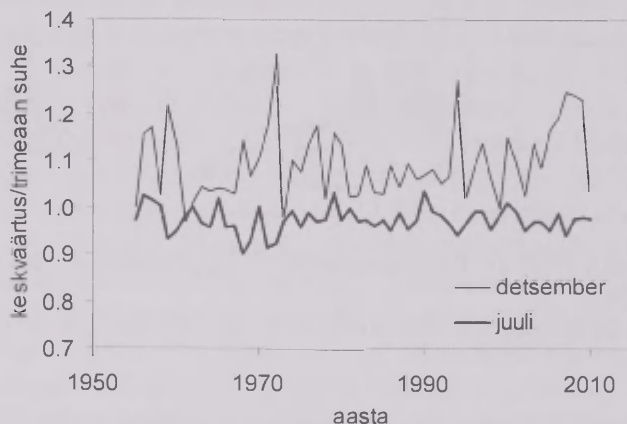
Oktoobrist veebruarini osutus suhe  $Keskväärtus/Mediaan$  4 kuni 7,7% võrra suuremaks kui suhe  $Keskväärus/Trimeaan$ , kuid märtsist septembrini ei erinenud nad teineteisest rohkem kui  $\pm 1\%$  võrra. Tavalise ruutkeskmise hälbe ja trimeaani suhtes ning mediaani ja trimeaani suhtes arvatud ruutkeskmise hälbe jagatised, vastavalt  $StDev/StDevTri$  ja  $StDevMed/StDevTri$ , on esitatud tabelis 2. Nagu tabelist näha, ei ole väärtuste hajuvust iseloomustavate karakteristikute erinevused nii suured kui keskmist iseloomustavate omad. Suhete muutumise amplituud mahub mõne protsendi sisse. Tabelist nähtub, et kõigil kuudel osutub  $StDevTri$  keskmiselt kõige väiksemaks ja  $StDevMed$  kõige suuremaks. Tabelis on samuti antud kui mitmel protsendil juhtudel osutus kumbki ülejäänud hajuvuse karakteristik suuremaks kui  $StDevTri$ . Ainult novembris oli  $StDev$  keskmiselt väiksem kui  $StDevTri$ .



**Tabel 1.** Suhtelise summaarse kiirguse  $G/G_{clear}$  Keskväärtus/Trimeaan suhted kalendrikuude kaupa ajavahemikus 1955–2010, nende korrelatsioon tõenäosustiheduse jaotuse ekstsessi ja kallakusega ning kallakuse ja ekstsessi omavaheline korrelatsioon.

**Table 1.** Monthly ratios of Mean/Trimean of the relative global irradiance  $G/G_{clear}$  in 1955–2010. Correlation with the excess and kurtosis, correlation between the excess and kurtosis.

Kuu	Suhe Keskväärtus/Trimeaan			Keskväärtus/Trimeaan		Ekstsessi ja kallakuse korrelatsioon
	Min	Keskm	Maks	Ekstsess	Kallakus	
Jaan.	0,97	1,085	1,28	0,68	0,81	0,83
Veebr.	0,93	1,045	1,23	0,57	0,88	0,64
Märts	0,88	0,995	1,25	−0,15	0,88	−0,25
Apr.	0,90	0,985	1,09	−0,30	0,82	−0,56
Mai	0,90	0,97	1,10	−0,24	0,75	−0,62
Juuni	0,92	0,97	1,03	−0,28	0,75	−0,68
Juuli	0,90	0,975	1,03	−0,03	0,59	−0,73
Aug.	0,93	0,975	1,03	−0,22	0,64	−0,77
Sept.	0,92	1,005	1,11	0,45	0,84	0,49
Okt.	0,91	1,07	1,41	0,30	0,67	0,72
Nov.	1,00	1,14	1,34	0,44	0,69	0,91
Dets.	0,97	1,095	1,32	0,28	0,55	0,91



**Joon. 7.** Ajavahemiku 1955–2010  $G/G_{clear}$  Keskväärtus/Trimeaan suhted novembrist jaanuarini ja juunist augustini.

**Fig. 7.**  $G/G_{clear}$  Mean/Trimean ratio from November to January and from June to August in 1955–2010.

**Tabel 2.** Suhete StDev/StDevTri ja StDevMed/StDevTri maksimaalsed, keskmised ja minimaalsed väärtused kalendrikuude kaupa ning juhtude, mil StDevTri osutus väiksemaks, osakaal protsentides.

**Table 2.** Monthly maximal, mean and minimal values of the ratios StDev/StDevTri and StDevMed/StDevTri and the per cent of cases when StDevTri was smaller.

Kuu	StDev/StDevTri			Protsent StDevTri väiksem	StDevMed/StDevTri			Protsent StDevTri väiksem
	Min	Keskm	Max		Min	Keskm	Max	
Jaan.	0,886	1,001	1,043	61	0,993	1,022	1,078	93
Veebr.	0,988	1,009	1,018	78	0,998	1,019	1,099	78
Märts	0,959	1,005	1,017	78	0,994	1,020	1,080	78
Apr.	0,985	1,010	1,017	91	0,990	1,016	1,063	83
Mai	0,979	1,008	1,017	91	0,988	1,015	1,090	76
Juuni	0,983	1,010	1,017	87	0,995	1,011	1,080	68
Juuli	0,970	1,010	1,017	83	0,996	1,014	1,055	70
Aug.	0,984	1,009	1,017	89	0,991	1,013	1,054	85
Sept.	0,998	1,014	1,018	98	0,992	1,007	1,047	68
Okt.	0,967	1,006	1,017	80	0,998	1,018	1,076	89
Nov.	0,969	0,996	1,017	43	0,990	1,019	1,084	83
Dets.	0,961	1,003	1,017	59	0,975	1,016	1,068	80

Tabelis 3 on antud kalendrikuude kaupa summaarse kiirguse suhtelise päevasumma  $G/G_{clear}$  trimeaani minimaalsed, keskmised (omakorda kogu ajavahemiku tri-meaani) ja maksimaalsed väärtused. Samuti on antud otsekiirguse suhtelise kuusumma  $I/I'_{clear}$  minimaalsed keskmised ja maksimaalsed väärtused. Nagu eespool öeldud on siin võrreldud horisontaalsele pinnale langeva tegeliku otse-kiirguse energia kuusumma suhet vastava kujuteldavate normaaltingimustel selgete ilmadega kuu omasse. Eraldi tulpadena on tabelis esitatud normaaltingimustel selgetele ilmadele vastavad kuusummad  $G_{clear}$  ja  $I'_{clear}$  füüsikalistes ühikutes MJ/m<sup>2</sup>. Nagu tabelist 3 näha saavutab keskmine suhteline varustus nii kogukiirgusega kui otsekiirgusega Tartu-Tõravere meteoroloogiajaamas maksimumi mais ja abso-luutne energiavarustus ootuspäraselt juunis. Ka juulis ületab keskmine päikese-energiaga varustus energeetilises vääringus maikuu oma. Juuni suhteline päikese-energiaga varustus on aasta stabiilsem, kuna minimaalsed  $G/G_{clear}$  ja  $I/I'_{clear}$  on selles kuus suurimad ja nende maksimaalsed väärtused jäävad naaberkuude omadele alla. Täpsemalt osutub küll juuni otsekiirguse registreeritud minimaalne (1987. a.) suhteline väärtus mai omast natuke väiksemaks, kuid muutumise amplituud on ikkagi juunis väiksem. Suhteliselt kõige "pimedamaks" kuuks osutus november, mil nii  $G/G_{clear}$  maksimaalne, keskmine kui minimaalne osutusid kõige väiksemateks. Samuti olid väiksemad suhtelise otsekiirguse  $I/I'_{clear}$  minimaalne ja keskmine väärtus. Energeetilistes ühikutes osutuvad detsembri kogukiirguse ja otsekiirguse keskmised summad novembri omadest ikkagi väiksemateks.

**Tabel 3.** Kujuteldava selge ilma summaarse kiirguse  $G_{clear}$  kuusummad energeetilistes ühikutes ja suhtelise summaarse kiirguse  $G/G_{clear}$  trimeaani minimaalsed, keskmised (omakorda trimeaanid) ja maksimaalsed väärtused aastatel 1955–2010. Kujuteldava selge ilma otsekiirguse kuusummad  $I'_{clear}$  ja suhtelise otsekiirguse  $I'/I'_{clear}$  minimaalsed, keskmised ja maksimaalsed väärtused 1955–2010.

**Table 3.** Monthly sums of the expected clear weather global irradiance  $G_{clear}$  in MJ/m<sup>2</sup>, minimal, mean and maximal values of the monthly relative global irradiance  $G/G_{clear}$  in 1955–2010. Monthly sums of the expected clear weather direct irradiance, minimal, mean and maximal values of the relative direct irradiance in 1955–2010.

Kuu	$G_{clear}$ MJ/m <sup>2</sup>	$G/G_{clear}$ trimeaan			$I'_{clear}$ MJ/m <sup>2</sup>	$I'/I'_{clear}$		
		Min	Keskm	Maks		Min	Keskm	Maks
Jaan.	87,0	0,251	0,484	0,726	50,6	0,038	0,184	0,389
Veebr.	184,9	0,304	0,554	0,773	117,8	0,108	0,262	0,522
Märts	416,5	0,350	0,640	0,989	291,1	0,095	0,365	0,756
Apr.	626,1	0,390	0,634	0,851	491,7	0,117	0,373	0,625
Mai	830,4	0,465	0,700	0,899	675,0	0,244	0,451	0,765
Juuni	904,9	0,528	0,693	0,852	748,6	0,222	0,435	0,630
Juuli	878,7	0,484	0,687	0,889	732,9	0,199	0,424	0,696
Aug.	698,8	0,428	0,662	0,878	566,7	0,153	0,405	0,739
Sept.	458,4	0,384	0,593	0,774	366,7	0,114	0,323	0,597
Okt.	263,0	0,271	0,447	0,760	188,7	0,070	0,248	0,519
Nov.	113,4	0,200	0,345	0,646	73,2	0,020	0,134	0,355
Dets.	58,5	0,208	0,442	0,705	36,2	0,028	0,144	0,307

Ajavahemikus aprillist septembrini oli kuu maksimaalse ja minimaalse suhtelise summaarse kiirguse energiahulga suhe ligikaudu 2, sealhulgas juunis ainult 1,6, oktoobrist märtsini jäi see vahemikku 2,5 kuni 3,4, küündides novembris ja detsembris üle 3. Suhtelise otsekiirguse puhul olid kuude vahelised erinevused veelgi suuremad. Novembris ületas kuu maksimaalne suhteline otsekiirguse hulk minimaalset koguni 17,5 korda, ja detsembris ning jaanuaris umbes 10 korda. Minimaalne, 2,8 kordne, erinevus esines jällegi juunis. Ka mais ja juulis mahtus see 3 ja 3,5 kordse vahele. Nii mõnelgi korral esines miinimumi lähedasi väärtusi mitmel aastal järjest. Suurest varieeruvusest tuleneb oht, et kui mingi paikkonna päikesekiirgusega varustatuse kohta tehakse järeldused mõne aastase mõõtmisreeia alusel, siis võib see kergesti osutada ebaadekvaatseks ja hiljem pettumust valmistada.

### 3.2. Keskmise suhtelise summaarse kiirguse $G/G_{clear}$ lineaarsed trendid

Väga levinud on kliimaatiliste suuruste keskmist iseloomustavate karakteristikute ajalise muutumise kirjeldamine lineaarsete trendidega, kuigi pikemat aega kestvate lineaarsete trendide esinemiseks ei ole sisulist põhjust. Isereguleerivas kliimasüsteemis esinevad ootuspäraselt tsüklilise iseloomuga protsessid, mis ei kulge eriti korrapäraselt. Tsüklilisus tuleb tavaliselt esile pärast libiseva keskmisega silumist. Tsüklilise protsessi kõverjoone tõusva ja langeva tendentsiga lõike võib edukalt lähendada sirgjoontega. Käesolevas töös käsitleme selliseid lähendusi, et demons-

treerida trendide sõltuvust keskmist iseloomustavate karakteristikute valikust. Lineaarse trendi kasutamisel kliima muutumise kohta järelduste tegemiseks tuleb lisaks endale teadvustada, et arvutatud lineaarne trend sõltub suurel määral sellest, millised on väärtused sirgega lähendatava ajavahemiku otstes (Wilks, 2006). Need annavad sirge kaldesse suurema panuse kui keskel esinevad väärtused. Kergesti võivad loodusliku muutumise trendide asemel ilmned a andmetöötluse protseduuridest tulenevad fiktiivsed trendid.

Käesolevas töös võrreldi kolme erineva keskmist iseloomustava karakteristiku, keskväärtuse, mediaani ja trimeaani, alusel arvutatud  $G/G_{clear}$  lineaarseid trende ajavahemikes, kus protsessi kulg visuaalsel hinnangul ilmutas sarnasust lineaarsele muutumisele. Lineaarne trend ehk sirge tõus näitab kui palju muutub sirgel liikuva punkti vertikaalkoordinaat, kui horisontaalkoordinaat kasvab ühe ühiku võrra. Sirge tõus on sirge tõusunurga tangens. Valik erinevates ajavahemikes lineaarselt lähendatavate trendide tõuse on esitatud tabelis 4, kus on antud trendi sirge tõusud kõigi kolme karakteristikuga järgi ja ajavahemik aastates mille ulatuses see tõus on arvutatud.

**Tabel 4.** Kuu suhtelise summaarse kiirguse  $G/G_{clear}$  lineaarse trendi kalded keskväärtuse, trimeaani ja mediaani järgi 1955–2010 ajavahemikes, mil muutumise iseloom lubas lineaarset lähendust.

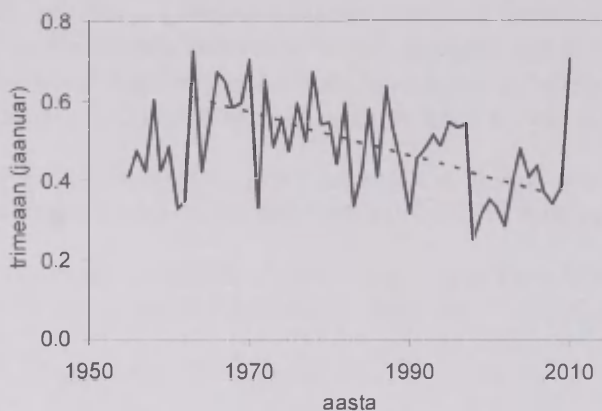
**Table 4.** Slopes of some linearly approximated trends of the monthly relative global irradiance  $G/G_{clear}$  calculated from mean, trimean and median in 1955–2010.

Kuu	Keskväärtus	Trimeaan	Mediaan	Ajavahemik
Jaanuar	–0,00438	–0,0053	–0,00554	1963–2009
Märts	–0,00599	–0,00691	–0,00755	1955–1995
Aprill	–0,00250	–0,00220	–0,00205	1955–1984
	0,00320	0,00454	0,00563	1985–2010
Mai	0,00090	0,00113	0,00139	1955–2010
Juuni	–0,00109	–0,00117	–0,00123	1955–2010
Juuli	0,00252	0,00285	0,00325	1979–2010
August	–0,01095	–0,01092	–0,01046	1995–2010
September	–0,00295	–0,00362	–0,00368	1955–1994
Oktoober	0,00213	0,00309	0,00353	1955–1989
	–0,00433	–0,00523	–0,00598	1985–2010
November	–0,00149	–0,00187	–0,00197	1963–2010
Detsember	–0,00353	–0,00375	–0,00403	1977–2010

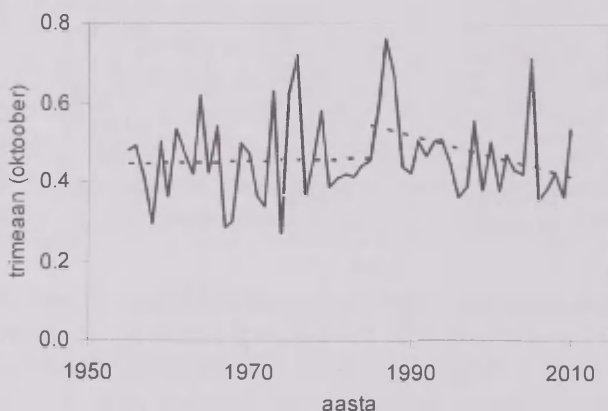
Et keskväärtusel on kalduvus suurendada suhte  $G/G_{clear}$  väikesi väärtusi ja vähendada suuri väärtusi, siis on ka selle näitaja järgi hinnatud lineaarsed trendid ootuspäraselt mõõdukamad. Üldiselt osutusidki kalendrikuude lõikes trendide nii positiivsed kui negatiivsed tõusud trimeaani ja mediaani järgi arvutades suuremateks kui keskväärtuse järgi arvutades. Enamikul juhtudel olid suurimad mediaani põhjal arvutatud trendid. Trimeaani järgi arvutatud trendide tõusud on vahepealsed, kuid sagedamini lähemal mediaani järgi arvutatud trendidele. Erinevate keskmist iseloomustavate karakteristikute järgi samades ajavahemikes arvutatud trendide tõusude erinevused küündisid kohati mitmekümne protsendini.



Joonistel on illustreeritud kaks näidet. Jaanuaris ilmnes aastatel 1963–1998 tugev langustrend, mis trimeaani kohta on esitatud joonisel 8. Aastatel 1955–1962 ja 1999–2009 domineerisid suhteliselt väikesed väärtused. Kuna  $G/G_{clear}$  suhe osutubki suureks just  $G/G_{clear}$  valdavalt väikeste väärtuste korral, siis vahemiku 1963–2009 kohta on tema langus keskvaartuse põhjal trimeaani ja mediaani omadest tunduvalt mõõdukam. Joonisel 9 on esitatud oktoobri lineaarselt lähendatud trend, mis aastatel 1955–1985 osutus positiivseks ja sealt edasi negatiivseks. Üldiselt domineerisid talvekuudel kuni talveni 2009/2010 negatiivsed trendid ja suvekuudel suhteliselt väikesed positiivsed trendid. Ajavahemiku 1976–1993 suved olid enamikus pilvised ja alates 1994. aastast on sageli esinenud päikeselised suvekuud.



**Joon. 8.** Jaanuari suhtelise kogukiirguse  $G/G_{clear}$  trimeaani langustrend aastatel 1963–1998.  
**Fig. 8.** Trend of the dimming  $G/G_{clear}$  for January in 1963–1998 detected from trimean.

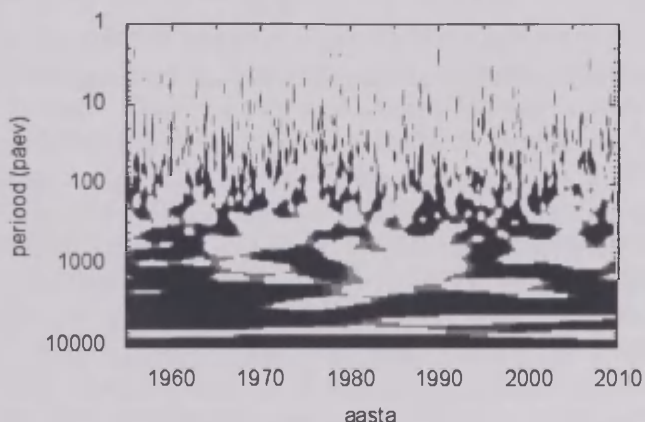


**Joon. 9.** Oktoobri  $G/G_{clear}$  trimeaani positiivne trend 1955–1985 ja järgnev langustrend 1985–2010.  
**Fig. 9.** Trend of the dimming  $G/G_{clear}$  in 1955–1985 and the following trend of brightening in 1985–2010 for October, detected from trimean.

### 3.3. Lainikvõimsuse spektrid

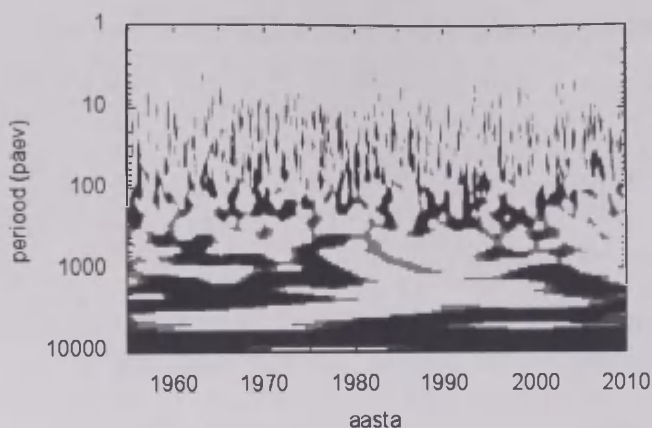
Ilmad muutuvad aja jooksul ja seejuures erinevatel aastaaegadel erineval viisil. Lainikanalüüsi eesmärk on hinnata millistel sagedustel toimub oluline osa uuritava suuruse muutlikkusest ja kuidas need sagedused aja jooksul muutuvad. Töö käesolevas osas on esitatud päevast suhtelist päikesekiirgusega varustatud iseloomustavate suuruste muutlikkuse lainikanalüüsi tulemused aastate 1955–2010 kohta aeg-periood koordinaadistikus. Ülevaatlikkuse huvides on vertikaalteljel sageduse asemel perioodide skaala päevades. Suhtelise päikesekiirguse päevasumma  $G/G_{clear}$  muutlikkuse lainikvõimsuse spekter silutud ehk trendist vabastatud tausta (vt joonis 4) suhtes on esitatud joonisel 10, päevase pilvisuse hulga oma joonisel 11 ning nende vastastikune võimsusspekter joonisel 12. Kontuuridega on eraldatud madalsagedusliku müra (*red noise*) suhtes 95% ja 90% usaldusnivood ületavad tsoonid.

Mainitud usaldusnivoosid ületavad lainikvõimsused ilmnevad nii aastast aastasse kui aastasisese muutumise mastaapides. Enamikul juhtudel osutusid päevase suhtelise kogukiirguse ja päeva keskmise pilvisuse muutlikkuse lainikvõimsused aeg-periood teljestikus sarnasteks. Tuleb märkida, et päevase suhtelise  $G/G_{clear}$  väärtuste usaldusväärsus ületab kindlasti päeva keskmise suhtelise pilvisuse oma. Esimese puhul saadakse tulemus pidevalt toimuva registreerimise tulemuste integreerimisel, teisel puhul aga pilvisuse olukorra iga tunni tagant teostatud subjektiivse visuaalse hindamise teel. Lauspilves ilmadega on pilvede päevase keskmise hulga kõik väärtused ühtviisi 10 palli. Samal ajal ilmnevad  $G/G_{clear}$  väärtustes märkimisväärsed pilvisuse iseloomust tingitud erinevused. Kuna pilvisuse lainikvõimsuse spektrite ajaline käik ja mõlema suuruse vastastikuse lainikvõimsuse spektri muutumise ajaline käik sarnanevad päevase suhtelise kogukiirguse muutumise lainikvõimsuse spektri omaga, siis on see ühtlasi kaudseks kinnituseks pilvisuse olukorra hindamise stabiilsuse kohta Tartu-Tõravere meteoroloogiajaamas.



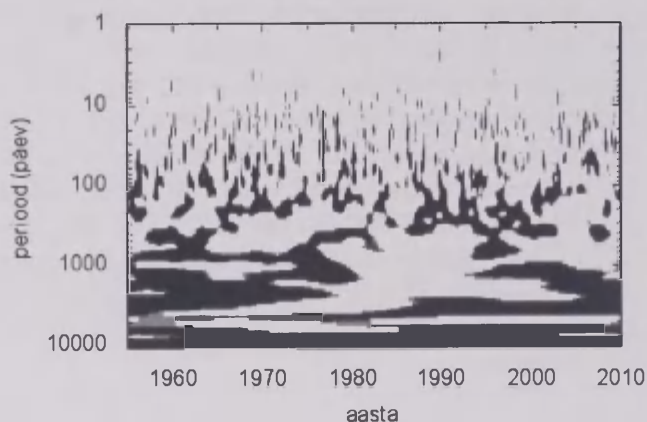
**Joon. 10.** Suhtelise päikesekiirguse päevasumma  $G/G_{clear}$  muutlikkuse võimsusspekter 1955–2010.

**Fig. 10.** Local wavelet power spectrum of the variations of the daily  $G/G_{clear}$  in 1955–2010.



**Joon. 11.** Päeva keskmise kogupilvisuse muutlikkuse võimsusspekter 1955–2010.

**Fig. 11.** Local wavelet power spectrum of the variations of the daily total cloud amount in 1955–2010.



**Joon. 12.** Suhtelise päikesekiirguse päevasumma  $G/G_{clear}$  ja päeva keskmise kogupilvisuse muutlikkuse vastastikune võimsusspekter.

**Fig. 12.** Cross-wavelet power spectrum of the daily  $G/G_{clear}$  and the daily total cloud amount in 1955–2010.

Kogu vaatlusalusel perioodil eristuvad erinevate aastast pikemate perioodidega muutlikkuse domineerimise ajavahemikud, mis seostuvad suuremastaabilise ilmastikurežiimide vaheldumisega. Kuni orienteeruvalt 1963. aastani on tugevalt esindatud muutlikkus perioodidega 2 ja 4 aastat. Nimetatud perioodi sisse kuuluvad nelja aasta tagant aastatel 1955, 1959 ja 1963 esinenud eriti päikeselised suved. Vahepealse kolme aasta suve päikesepaistega varustatused osutusid mõõdukateks ja omavahel sarnasteks. Ligi 20 aasta, 1957–1977 jooksul on selgesti esindatud ka 5–6 aastase perioodiga muutlikkus. Vahemikus 1955–1975 osutus lineaarse korrelatsiooni kordaja juuli ja augusti keskmise  $G/G_{clear}$  vahel küllaltki kõrgeks, väärtu-

sega 0,65. Kogu vaatlusaluse ajavahemiku ulatuses oli juuli ja augusti vaheline korrelatsioonikordaja võrreldes teiste kõrvuti kuude vahelistega samuti suurim, kuid väärtus oli kõigest 0,38. See tähendab, et nende kahe kuu jooksul oli vaatlusperioodi esimese 20 aasta vältel tendents sarnaste ilmade esinemiseks. Tugevusest järgmised olid korrelatsioonid jaanuari ja veebruari (0,27) ja juuli ning septembri  $G/G_{clear}$  vahel (0,19). Valdavalt pilves suvede perioodil, aastatel 1976–1993, puuduvad 90% usaldusnivood ületavad lainikvõimsused perioodidel 1–6 aastat peaaegu üldse. 1990date aastate keskelt kuni vaatlusaluse perioodi lõpuni on 3–4 aastane perioodilisus taas esindatud. Ligi 5-aastaste ajavahemike ulatuses on esindatud aastane ja tihti ka pooleaastane periood. Kuna ilmade vaheldumine erinevatel aastaagadel on erinev, siis on ootuspärane ka ligikaudu aastaagade pikkusele vastavate perioodide esinemine. Sellised perioodid ilmnevadki kõigil aastaagadel, kuid erineval ajal. Ajavahemikus 1960–1993 avaldub kevadeti ilmekalt aastane periood. Põhjus võib olla ka selles, et neil aastatel erineb taust kogu uurimisaluse ajavahemiku keskmisest. Teistel aastaagadel ilmneb selline periood lühemate ajavahemike ulatuses.

Vaatamata esmapilgul korrapäratule muutumisele lühematel perioodidel esinevad 90% usaldusnivood ületavad lainikvõimsuse tipud üsna tihti ka perioodidega 10 päevast kuni ühe kuuni, aga ka ühest kuni kolme kuuni. Perioodidel alla 10 päeva ületab lainikvõimsus 90% usaldusnivood harva. Lainikvõimsuse tipud perioodidel alla 10 päeva esinevad sagedamini sügisel ja harva kevadel. Kevadeti on lainikvõimsus teiste aastaagade omast kõrgem perioodidel 15 päevast 40 päevani. Selline tendents avaldub kõige ilmekamalt aastatel 1963–1983 ja pärast 2003. aastat. Lühiperioodilise muutlikkuse perioodid osutuvad suhteliselt pike-mateks päikeselisemate ilmadega aastaagadel, sest kõrgrõhkkondade olukorrad püsivad tavaliselt kauem kui madalrõhkkondade mõjud.

### 3.4. Arutelu lainikvõimsuse spektrite interpreteerimise üle

Päikesekiirgusega varustatuse lainikvõimsuse spektrid kajastavad kaudselt muutusi ilmastikurežiimide sageduses ja muutlikkusesse oluliselt panustavate sageduste muutumist aja jooksul. Eesti ilmastikurežiimide aastast-aastasse ja aastasisese vaheldumise sagedus sõltub atmosfääri tsirkulatsiooni muustritest Põhja-Euroopas. Ilmastikku kujundab kompleksne paljude seostega süsteem, mille toimimise reeglid pole seni veel kaugeltki selged. Õhuringlust siinses regioonis suunavad õhurõhu välja tekitatud potentsiaalse pööriselisuse (*potential vorticity*) anomaaliad ja läänest idakaartesse kulgeva õhuvoolu maht ning kiirus. Ilmastiku muutumist kujundavad regulaarse iseloomuga ja juhuslikult kulgevad protsessid ookeanis ja atmosfääris. Ilmastiku kvaasiregulaarsel muutlikkusel on mitu põhjust: Arktiline ostsillatsioon (*AO*), Põhja-Atlandi ostsillatsioon (*NAO*), polaaralade kohal ringleva tsüklonaalse õhupöörise (*polar vortex*) intensiivsus, jääkatte ulatus Arktikas, põhjapoolkera talvise tormide tsooni (*storm track*) paiknemine ja intensiivsus, Põhja-Atlandi termohaliinne tsirkulatsioon (*meridional overturning circulation, MOC*), subtroopiline pinnavee ringvool (*subtropical gyre*) ning subpolaarne pinnavee ringvool



(*subpolar gyre*) Põhja-Atlandil. Need põhjused on üksteisest sõltuvad, kuna ookeani ja atmosfääri protsessid on omavahel tihedas vastasmõjus. Ookeani pinnatemperatuur mõjutab tuuli ja tuuled omakorda hoovusi. Kohalik kliimasüsteem toimib teatud dünaamilise tasakaalu olukorras, mis tingib ilmastiku muutlikkuse tüüpilised ruumilised ja sageduslikud mustrid. Olulised muutused termohaliinse tsirkulatsiooni intensiivsuses ja sellega seotud muutused atmosfääri rõhuväljas tingivad tasakaaluseisundi muutumise, mis avaldub ilmade vaheldumise iseloomu muutumise kaudu. Pikemate perioodidega muutlikkuses on suurem ookeani kui suurema inertsiga komponendi osa. Eesti ilmad ei jää alati otseselt muutumist põhjustavate tegurite mõjusfääri ja isegi siis, kui mõnede tegurite otsene mõju selgesti ilmneb, avaldub see eri aegadel erineval määral. Seetõttu ei õnnestu ka leida üksüheseid seoseid lainikvõimsuse spektrites muutlikkusesse oluliselt panustavate sageduste ning ilmastikku kujundavate üksikute suuremastaabilisi protsesse kajastavate näitajate ajalise muutlikkuse vahel. Et vaatluste aegrida hõlmab seni 56 aastat, siis jäävad analüüsist välja kümnetes aastates mõõdetava pikkusega perioodid.

Õhuringluse mustrite puhul on kliima kujundamise suhtes ühtviisi tähtsad nende püsivus ja muutlikkus. Põhjapoolkera parasvöötmes on troposfääri soojenemine alates 1979. aastast intensiivistunud (Sherwood, 2008). Umbes samast ajast on Põhja-Atlandi ostsillatsiooni iseloomustav õhurõhu dipool nihkunud talviti varasemast rohkem itta, Euroopale lähemale. Ajavahemikus 1970. aastast kuni 1980. date teise pooleni on Põhja-Euroopa ilnamustrite püsivus kasvanud (Kysely, Domonkos, 2006). Sellesse vahemikku kuulub Eestis esinenud soojade talvede periood 1971–1976 ja järgnev enamasti külmade talvede periood kuni 1987. aastani. Kahekümnenda sajandi lõpukümnenditel on itta suunatud õhuvool võrreldes varasemate aastatega sügisel, talvel ja kevadel tugevnenud, kuid kalendrisuvel pigem nõrgenenud (Kastendeuch, 2007). Paaril viimasel "korralikul" talvel on selle õhuvoolu mõju olnud varasemast väiksem.

Soojemaid ja pilvisemaid ilmu on Eestis külmal poolaastal oodata sagedamini siis, kui Põhja-Atlandil on rohkem sooja vett ja hoovused kannavad seda kiiremini polaarjoone lähistele. Siis kandub soojust rohkem üle ka atmosfäärile. Hoovuse liikumise intensiivsus ja maht sõltuvad pinnavee soolsusest ja temperatuurist süvaveeks sukeldumise regioonis. Kui Põhja-Jäämere keskosas, pooluse lähedal, on vesi soolasem, nagu ta oli aastatel 1920–1940 ja on alates 1970ndatest, siis tekib vähem hoovuse liikumist takistavat jääd ja Põhja-Euroopa talved on üldiselt soojemad. Kui selle piirkonna pinnavesi osutub tavalisest magedamaks, nagu oli 20. sajandi alguses ja aastatel 1940–1970, siis tekib jää kergemini, hoovus pidurdub ja talved on külmemad. Arktika keskosa pinnavee soolsus on oluline globaalse termohaliinse tsirkulatsiooni reguleerija. Selle soolsuse enda reguleerimises on tähtis koht Arktika keskosas puhuvatel tuultel. 1970. aasta paiku täheldatud hüpelised muutused mitmete maailma regioonide ilmastikus on tõenäoliselt seotud kaugele põhja kantava soojusvoo vähenemisega eelnenud paaril aastakümnel, millele lisandus atmosfääri aerosoolisisalduse kasv intensiivistuva inimtegevuse tõttu Euroopas ja Põhja-Ameerikas.

Atmosfääri Põhja-Atlandi ostsillatsioon mõjutab Golfi hoovusena algava Põhja-Atlandi soojakonveieri kiirust ja polaarjoone lähedast pinnavee ringvoolu. Mõlemate puhul on täheldatud intensiivistumist 1970datest aastatest kuni 1990date keskpaigani ja seejärel nõrgenemist (Deshayes, Frankignoul, 2008). 1960datel oli hoovuse liikumine sukeldumise regioonis olnud pinnavee väiksema soolsuse tõttu pidurdatud ja Põhja-Euroopas esinesid sageli külmad talved. Sooja vee intensiivsema liikumise ajal alates 1970date algusest on põhjapoolkera tormide võõndis tormide tugevus kasvanud ligi 30% võrra (Chang, Fu, 2002). Kuigi päris viimastel aastatel ja aeg-ajalt varemgi on räägitud Põhja-Atlandi soojakonveieri aeglustumisest on talvise tsüklonaalse aktiivsuse kasvu Põhja-Atlandil ja Põhja-Euroopa kohal seostatud just intensiivsema termohaliinse tsirkulatsiooniga (Wu *et al.*, 2004; Wang *et al.*, 2006; Latif *et al.*, 2006) ja pinnavee intensiivsema subpolaarse ringvooluga. Atmosfääri ja ookeani vastasmõju mõjutab tuulte kaudu pinnavee ringvoolu intensiivsust ja see omakorda moduleerib soolsuse ja temperatuuri kontraste sukeldumispaika liikuvast hoovuses. Sellest tulenevad Arktikas vee sukeldumise intensiivsust määravad tiheduse anomaaliad. NAO positiivse ja negatiivse faasi vaheldumisest tingitud tuulte kiiruse muutused tekitavad pinnavee subtroopilise ja subpolaarse ringvoolu piiril vee pinnatemperatuuri ja soolsuse anomaaliaid (Danabasoglu, 2008). Ookeani ja atmosfääri vastasmõju kujundab sel moel negatiivse tagasiside polaarfrondi lähedase ringvoolu ja vee pinnatemperatuuri meridionaalse gradiendi vahel ning positiivse tagasiside selle temperatuuri-gradiendi ja Põhja-Atlandi ostsillatsiooni faasi vahel (Bellucci *et al.*, 2008). Põhja-Atlandi ostsillatsiooni positiivne faas seostub sagedaste intensiivsete edelast kirdesse liikuvate tormidega ja negatiivne faas nõrgemate läänest itta liikuvate tormidega (Gaffney *et al.*, 2007). Talvised NAO indeksi positiivsed väärtused olid suurimad soojadel talvedel 1988–1995, seejärel olid nad aastatel 1996–1999 valdavalt negatiivsed ja pärast 2000. aastat sarnanesid enne 1988. aastat valitsenud olukorraga. Viimasel kahel talvel on nad olnud negatiivsed nagu varasematel külmadel talvedel.

Põhja-Atlandi termohaliinse tsirkulatsioonis ilmneb 60–80 aastase perioodiga muutlikkus (*multidecadal variability, MDV*) ja sellest umbes kaks korda lühema perioodiga muutlikkus (*interdecadal variability, IDV*) (Zhu, Jungclaus, 2008), mis mõjutavad Põhja-Euroopa ilmastiku vaheldumist. Neist esimese põhjuseks peetakse uuemate mudelarvutuste põhjal ookeani ja atmosfääri soojuslikku vastasmõju, milles domineeriv on ookean. Termohaliinse tsirkulatsiooni 30–40 aastase perioodiga muutlikkus, mis avaldub ka suvise poolaasta Eesti ilmas, kajastab tõenäoliselt seost veepinna temperatuuri horisontaalsete erinevuste ja termohaliinse tsirkulatsiooni intensiivsuse vahel. Veepinna temperatuuri anomaaliad liiguvad koos tsüklonaalse subpolaarse ringvooluga ja sattudes sealt Põhja-Atlandi hoovusesse muudavad vee tihedust selles ja omakorda põhjustab tsirkulatsiooni tugevnemist või nõrgenemist. Atmosfääri NAO muster mõjutab samuti termohaliinset tsirkulatsiooni, kuid seda mõju hinnatakse subpolaarse vee ringvoolu omast väiksemaks (Zhu, Jungclaus, 2008).

Lainikvõimsuse spektris avaldub tsirkulatsioonimustrite muutus 1970ndate keskelt 1990ndate keskele lainikvõimsuse kahanemisena perioodidel ühest kuue aastani. Nimetatud ajavahemiku võimsusspekter erineb eelnevate ja järgnevate omast märgatavalt.

#### 4. Kokkuvõte ja järeldused

Päikesekiirgusega varustatuse statistilise uurimise eesmärgiks on hinnata selle aastasiseseid ning aastast-aastasse kontraste ning võimalikke pikemaajalisi trende. Aastasisest muutlikkust saab uurida karakteristikute põhjal, millest aastase tsükli suure amplituudiga mõju on eelnevalt elimineeritud. Summarse päikesekiirguse suhteline päevasumma  $G/G_{clear}$  ja otsekiirguse suhteline päevasumma  $I/I'_{clear}$  on sellised suurused. Kalendrikuude ja pikemate ajavahemike ulatuses esinevat muutlikkust ja muutumise ajalisi trende saab uurida keskmist adekvaatselt iseloomustavate karakteristikute alusel. Kalendrikuu päevast suhtelist keskmist päikesekiirgusega varustatust iseloomustavatest karakteristikutest sõltub tavapärane keskväärtus ehk aritmeetiline keskmine oluliselt päevaste  $G/G_{clear}$  väärtuste tõenäosustiheduse jaotusest. Talvekuudel sageli esineva jaotuse positiivse kallakuse korral ülehindab ja suvekuudel esineva jaotuse negatiivse kallakuse korral alahindab ta tegelikku keskmist. Sellest tulenevalt osutuvad keskväärtuse põhjal hinnatud suvekuude ja talvekuude vahelised suhtelised päikesekiirgusega varustatuse kontrastid tegelikest väiksemateks.

Ebasümmeetriliste jaotuste korral on keskmise iseloomustamiseks sageli soovitatud mediaani. Kuna mediaani leidmisel ei võeta arvesse jaotuse erinevust kummaski tiivas, siis ei ole ka see parim keskmise iseloomustaja. Kompromissina on otstarbekas kasutada trimeaani, mis arvestab ka jaotuse kvartiile. Sobivuse kasuks räägib asjaolu, et trimeaani suhtes arvutatud ruutkeskmine hälve osutub suurel enamusel juhtudest väiksemaks kui analoogilised ruutkeskmised hälbed aritmeetilise keskmise ja mediaani suhtes. Kontrast juuni ja novembri keskmise  $G/G_{clear}$  vahel osutub keskväärtuse järgi hinnates ligi viiendiku võrra väiksemaks kui trimeaani järgi hinnates. Üksikutel kuudel, eriti talvel, erinevad kummagi keskmist iseloomustava karakteristiku väärtused isegi kuni 40 % võrra. Suurte erinevuste võimalik esinemine mitmel järjestikusel aastal moonutab päikesekiirgusega varustatuse aastast-aastasse muutumise trende. Enamikul juhtudel on keskväärtuse järgi hinnatud negatiivsed ja positiivsed sirge tõusud väiksemad kui trimeaani või mediaani järgi hinnatud. Erinevused küünivad kümnetesse protsentidesse. Käesolevas töös on kuude keskmiste aluseks võetud jaotuste trimeaanid.

Energeetilistes ühikutes mõõdetuna on suvekuudel päikesekiirgusega varustatus oluliselt suurem kui talvekuudel. Samas ei selgu sealt, millised on erinevused suhtelises päikesekiirgusega varustatuses. Suhteline varustatus summaarse kiirgusega ja otsekiirgusega on Tartu-Tõravere Meteoroloogiajaamas kogutud andmete põhjal samuti suurem suvisel poolaastal ja väiksem talvisel poolaastal. See suurendab veelgi kontrasti aastaegade vahel. Mais ja juunis oli summaarse kiirguse



suhteline summa keskmiselt kaks korda ja otsekiirguse suhteline summa keskmiselt 3,4 korda suurem kui novembris.

Suhteline päikeseenergiaga varustatus saavutab Tartu-Tõravere meteoroloogia-jaamas maksimumi mais ja absoluutne energiavarustus juunis. Aprillist septembrini oli kuu maksimaalse ja minimaalse summaarse kiirguse hulga suhe aastatel 1955–2010 ligikaudu 2, sealhulgas juunis ainult 1,6. Juuni suhteline päikeseenergiaga varustatus on seega aasta stabiilsem.

Vahemikus oktoobrist märtsini jäi kuu maksimaalse ja minimaalse summaarse kiirguse hulga suhe vahemikku 2,5–3,4. Novembris ületas kuu maksimaalne suhteline otsekiirguse hulk minimaalset koguni 17,5 korda ja detsembris ning jaanuaris umbes 10 korda. Suhtelise otsekiirguse minimaalne, 2,8 kordne, erinevus esines jällegi juunis. Ka mais ja juulis mahtus see 3 ja 3,5 kordse vahele.

Päikesekiirgusega suhtelise varustatuse suurest varieeruvusest tuleneb oht, et kui selle kohta tehakse hinnang mõneaastase mõõtmisseeria alusel, siis võib see osutuda ebaadekvaatseks.

Suure osa kliimaatiliste suuruste aegread mahuvad viimase 50–60 aasta sisse, nagu ka käesoleva töö aluseks olevad aegread. Mitmed kliimat kujundavad protsessid on tsüklilise iseloomuga ja nende tsüklite perioodid osutuvad mõnel juhul pikemaks kui andmete aegread. Seetõttu pole antud materjali põhjal võimalik uurida kliimakarakteristikute seoseid kõigi oluliste makroprotsessidega. Teatud määral on lühemaperioodiline muutlikkus sõltuv ilmutamata jäävast pikaperioodilisest ja seetõttu on muutlikkuse tuvastatav sageduslik jaotumine ikkagi potentsiaalselt informatiivne. Ka käesolevas töös tehtud lainikanalüüsi kaudu avaldusid selgesti mitmed Põhja-Euroopa kliima režiimimuutused nagu 1979. ja 1993. aastate paiku toimunud, eriti mitmeaastaste perioodide suhtelise panuse muutumise kaudu lainikvõimsuse spektrites. Kuna ookeani ja atmosfääri kaudu kliimat kujundavad protsessid on omavahel üsnagi keerulistes seostes, siis ei ole põhjust loota mõne kliimat kujundava makroprotsessi nagu Põhja-Atlandi termohaliinne tsirkulatsioon või Põhja-Atlandi ostsillatsioon tugevat korrelatsiooni Eesti päikesekiirgusega varustatusega.

Ajavahemiku 1955–2010 päevase suhtelise päikeseenergia hulga ja pilvisuse palli lainikvõimsuse spektrites ületas lainikvõimsus perioodidel alla 10 päeva 90% usaldusnivood harva. Lainikvõimsuse tipud perioodidel alla 10 päeva esinesid sagedamini sügisel ja harva kevadel. Kevadeti oli lainikvõimsus teiste aastaaegade omast kõrgem perioodidel 15 päevast 40 päevani.

Suuremad erinevused domineerivates sagedustes esinesid perioodide vahemikus ühest aastast kuni 8 aastani. Suuremad muutused esinesid samaaegselt muudest kaalutlustest lähtuvalt leitud Põhja-Euroopa ilmastiku režiimimuutustega.

## **Tänuavaldused**

Käesolev töö on saanud toetust Eesti Teadusfondi grandist Nr. 7137. Oluline osa töös käsitletud probleemidest on seotud Euroopa Liidu COST726 projektiga. Autorid tänavad EMHIt vaatlusmaterjali eest ja abi eest selle ettevalmistamisel.



## Kirjandus

- Aun, M., Eerme, K., Ansko, I., Veismann, U., Lätt, S., 2011. Modification of spectral ultra-violet doses by different types of overcast cloudiness and atmospheric aerosol. *Photochemistry and Photobiology*, 87, 461–469.
- Bellucci, A., Gualdi, S., Scoccimarro, E., Navarra, A., 2008. NAO–ocean circulation interactions in a coupled general circulation model. *Clim. Dyn.*, 31, 759–777.
- Chang, E.K.M., Fu, Y., 2002. Interdecadal variations in the Northern Hemisphere winter storm track intensity. *J. Climate*, 16, 642–658.
- Christiansen, B., 2003. Evidence for nonlinear climate change: two stratospheric regimes and regime shift. *J. Climate*, 16, 3681–3690.
- Danabasoglu, G., 2008. On multidecadal variability of the Atlantic meridional overturning circulation in the community climate system model version 3. *J. Climate*, 21, 5524–5544.
- Daubechies, I., 1992. Ten lectures on wavelets. Society for Industrial and Applied Mathematics. CBMS-NSF Lecture Notes nr. 61, Philadelphia.
- Deshayes, J., Frankignoul, C., 2008. Simulated variability of the circulation in the North Atlantic from 1953 to 2003. *J. Climate*, 21, 4919–4933.
- Eerme, K., Veismann, U., Koppel, R., 2002. Variations of erythemal ultraviolet irradiance and dose at Tartu/Tõravere Estonia. *Clim. Res.*, 22, 245–253.
- Eerme, K., Veismann, U., Koppel, R., 2003. Erüteemsete ultraviolettkiirguse dooside tagasivaatav hindamine. *Publ. Inst. Geogr. Univ. Tartuensis*, 93, 295–307.
- Eerme, K., 2005. Variations of total solar radiation and estimated erythemal UV doses in Estonia during 1953–2004. *Annalen der Meteorologie*, 41, 663–666.
- Eerme, K., Veismann, U., Lätt, S., 2006. Proxy-based reconstruction of erythemal UV doses over Estonia for 1955–2004. *Ann. Geophys.*, 24, 1767–1782.
- Eerme, K., Kallis, A., Veismann, U., Ansko, I., Lätt, S., 2007. Integraalse päikesekiirguse sesoonne aastast aastasse muutlikkus Tartu-Tõravere Meteoroloogiajaamas aastatel 1955–2006. *Publ. Inst. Geogr. Univ. Tartuensis*, 102, 53–70.
- Eerme, K., Kallis, A., Veismann, U., Ansko, I., 2010. Interannual variations of available solar radiation on seasonal level in 1955–2006 at Tartu Tõravere Meteorological station. *Theor. Appl. Climatol.*, 101, 371–379.
- Foufoula-Georgiou, E., Kumar, P. (Eds.), 1995. Wavelets in geophysics. Academic Press. New York.
- Gaffney, S.J., Robertson, A.W., Smyth, P., Camargo, S.J., Ghil, M., 2007. Probabilistic clustering of extratropical cyclones using regression mixture models. *Clim. Dyn.*, 29, 423–440.
- Hu, Q., Tawaye, Y., Feng, S., 2004. Variations of the Northern Hemisphere atmospheric energetics 1948–2000. *J. Climate*, 17, 1975–1986.
- Jenkins, G.M., Watts, D.G., 1968. Spectral Analysis and its applications. Holden-Day.
- Kallis, A., Russak, V., Ohvri, H., 2005. 100 years of solar radiation. Report of the Eighth Session of the Baseline Surface Radiation Network (BSRN), Workshop and Scientific Review (Exeter, UK, 26.30 July 2004), WCRP Informal Report No. 4/2005, C1.C4
- Kaiser, G., 1994. A friendly guide to wavelets. Birkhäuser. Boston.
- Kastendeuch, P. P., 2007. Pressure gradient force, atmospheric circulation and climate in western Europe (1899–2002). *Int. J. Climatol.*, 27, 2055–2067.
- Koepeke, P., De Backer, H., Bais, A., Curylo, A., Eerme, K., Feister, U., Johnsen, B., Junk, J., Kazantzidis, A., Krzyscin, J., Lindfors, A., Olseth, J. A., den Outer, P., Pribulova, A., Schmalwieser, A., Slaper, H., Staiger, H., Verdebout, J., Vuilleumier, L., Weihs, P.,

2008. Modelling solar UV radiation in the past: comparison of the algorithms and input data. Cost Action 726. Earth System Science and Environmental Management. Final Report. COST Office, Luxembourg, 94 pp. ISBN 978-92-898-0043-3.
- Krzyscin, J. W., Eerme, K., Janouch, M., 2004. Long-term variations of the UV-B radiation over Central Europe as derived from the reconstructed UV time-series. *Ann. Geophys.*, 22, 1473–1485.
- Kysely, J., Domonkos, P., 2006. Recent increase in persistence of atmospheric circulation over Europe: comparison with long-term variations since 1881. *Int. J. Climatol.*, 26, 461–483.
- Latif, M., Böning, C., Willebrand, J., Biastoch, A., Dengg, J., Keenlyside, N., Schweckendiek, U., Madec, G., 2006. Is the Thermohaline Circulation Changing? *J. Climate*, 19, 4631–4637.
- Lau, K.-M., Weng, H.-Y., 1995. Climate signal detection using wavelet transform: How to make time series sing. *Bull. Amer. Meteorol. Soc.*, 76, 771–787.
- Russak, V., Kallis, A., Jõeveer, A., Ohvril, H., Teral, H., 2007. Changes in spectral aerosol optical thickness in Estonia (1951–2004). *Proc. Estonian Acad. Sci. Biol. Ecol.*, 56, 69–76.
- Sherwood, S.C., Meyer, C.L., Allen, R.J., Titchner, H.A., 2008. Robust tropospheric warming revealed by iteratively homogenized radiosonde data. *J. Climate*, 21, 5336–5352.
- Torrence, C., Compo, C.P., 1998. A practical guide to wavelet analysis. *Bull. Amer. Meteorol. Soc.*, 79, 61–78.
- Tukey, J.W., 1977. *Exploratory data analysis*, Reading, Massachusetts, Addison Wesley.
- Walter, K., Graf, H.-F., 2002. On the changing nature of the regional connection between the North Atlantic Oscillation and sea surface temperature. *J. Geophys. Res.*, 107, doi:10.1029/2001.
- Wang, X.L., Swail, V.R., Zwiers, W., 2006. Climatology and changes of extratropical cyclone activity: comparison of ERA-40 with NCEP-NCAR reanalysis for 1958–2001. *J. Climate*, 19, 3145–3166.
- Wilks, D.S., 2006. *Statistical methods in the atmospheric sciences*. Second edition. Elsevier Inc.
- Willink, R., 2008. What is robustness in data analysis? *Metrologia*, 45, 442–447.
- Wu, P., Wood, R., Stott, P., 2004. Does the recent freshening trend in the North Atlantic indicate a weakening thermohaline circulation? *Geophys. Res. Lett.*, 31, L02301, doi:10.1029/GL018584.
- Yan, Z., Jones, P.D., Moberg, A., Bergström, H., Davies, T.D., Yang, C., 2001. Recent trends in weather and seasonal cycles: an analysis of daily data from Europe and China. *J. Geophys. Res.*, 106, 5123–5138.
- Zhu, X., Jungclaus, J., 2008. Interdecadal variability of the meridional overturning circulation as an ocean internal mode. *Clim. Dyn.*, 31, 731–741.

## **Variations of the availability of solar radiation at Tõravere in 1955–2010**

Kalju Eerme, Ilmar Ansko, Uno Veismann  
Tartu Observatory

### **Summary**

The availability of solar radiation reaching the ground-level is an important climatic and environmental factor. The importance of this factor has increased in recent decades due to the wider use of solar energy applications. The annual cycle of availability of solar energy is determined by the annual cycle of noon solar elevation with a significant contribution of cloudiness. Cloud cover at moderate latitudes tends to be thicker and more frequent in late autumn and early winter and less frequent in spring and summer. Living organisms are adapted to the local annual cycles as well as to the inter-annual and intra-seasonal variations of solar radiation. Better understanding of the influence of spectral composition of ground-level solar radiation on terrestrial and aquatic ecosystems has increased the interest in the availability of solar direct irradiance. The annual totals do not contain enough information for the application of solar radiation data. The seasonal and monthly resolutions are necessary.

Much of information in meteorological and climatological studies is obtained from measurement data by applying statistical methods. The aim of exploratory data analysis is to get insight into the possible processes behind the variations in collected data. Mainly, the numerical summary measures of collected data sets characterizing the central tendency, spread and symmetry of data samples during their time evolution are used. To get realistic insights into the processes, the chosen characteristics must be robust. Robustness means insensitivity to deviations from the assumptions made. Often the statistical measures are correct only in the case of the Gaussian distribution. In the real world, the probability density distributions of the studied quantities are rather skewed and in some cases vary strongly in time. In those cases the summary measures may be not robust enough. The derived trends would also be non-adequate.

In the present paper, the daily sums of the ground-level pyranometer-measured global irradiance ( $G$ ) on the Tartu-Tõravere Meteorological station site ( $58^{\circ}16'N$ ,  $26^{\circ}28'E$ , 70 m a.s.l.) are studied from the point of view how much the different central tendency and spread characteristics influence the derived tendencies of the long-term variation. The time series of daily global irradiance are presented as the ratios  $G/G_{clear}$  relative to the corresponding cloudless day value  $G_{clear}$  in conditions of the trimean value of seasonal aerosol optical depth. The agreement of the mean, median and trimmed median (trimean) is studied for these quantities; also the agreement of different spread characteristics expressed as the mean square roots of deviations from the mentioned three central tendency measures has been under study. The conventional mean is often preferred in deriving the trends, therefore, shortcomings in this central tendency measure, revealed in the present paper, could be similar over a larger area in Northern and Central Europe.

Relative availability of global solar radiation at the study site is the largest (0.70) in May and the smallest (0.345) in November on average. The absolute availability remains the largest in June and the smallest in December. The range of inter-annual variations is the smallest in June and the largest in December. Using of conventional mean instead of trimean leads to the overestimation of central tendency in October to February by 4.5% to 14% on an average depending on the month. In separate years the overestimation reaches 30–40%. In April to August the conventional mean leads to the underestimation of the

central tendency in  $G/G_{clear}$  by about 2.5% as compared to that of the trimean. The slopes of all calculated linear trends were found to be the smallest in the case of using the conventional mean as a central tendency measure. It leads to the underestimation of the dimming and brightening trends.

Wavelet analysis is an alternative to the classical Fourier methods for data analysis and synthesis. Wavelet analysis is able, by decomposing a time series into the time-frequency space, to determine both the dominant modes of variability and how these modes vary in time. The wavelet transform can be used to analyze time series that contain non-stationary power at many different frequencies. Wavelets are particularly suitable for studying the data exhibiting sharp changes.

The peaks of wavelet power above the confidence level 90% appear in inter-annual as well as in intra-seasonal scales. In the majority of cases the contoured peaks of wavelet power in the variations of global irradiance and cloud amount occur close to each other. Before the late 1970s, the wavelet power above 90% confidence level appeared quite stably in the scales between 4–8 years and 3–4 years, but between the late 1970s and the middle of the 1990s, the peaks in the scales of 1–6 years are almost lacking. Since then, a scale of 3–4 years gets strongly represented. Despite seemingly irregular variations in short scales peaks with periods between 10 days and one month and also those of the duration between one and three months are quite frequent. In a few cases the wavelet power has exceeded the 90% confidence level in timescales shorter than 10 days. The varying tendencies in the circulation regimes and dominating weather patterns at the study site are expressed in the time and frequency domain of the Morlet wavelet power. However, there seems to be no straightforward way to relate the wavelet power scales directly to certain atmospheric processes. The changes in the scales of wavelet power are rather the manifestations of complex influences of mutually connected atmospheric processes.



## **Atmosfääri vastukiirgus Eestis**

Viivi Russak  
Tartu Observatoorium

### **1. Sissejuhatus**

Maa atmosfääri peamiste koostisosade, lämmastiku, hapniku, argooni ja veel mõnede väikestes kogustes leiduvate gaaside kõrval on siin vähesel määral gaase, mida tuntakse kasvuhoonegaaside nime all. Viimaste kogused on küll suhteliselt väikesed, kuid nende võime intensiivselt neelata ja kiirata infrapunast kiirgust muudab nad olulisteks tegijateks planeedi kiirgus- ja soojusbilansi kujunemisel.

Päikeselt leviv kiirgus teeb atmosfääris läbi terve rea muutusi: osaliselt hajub, neeldub, murdub jms. Nende protsesside käigus kiirgus nõrgeneb ja muutub ka ta spektraalne koostis. Osa aluspinnale langenud kiirgusest peegeldub hajusalt tagasi atmosfääri. Sõltuvalt aluspinna omadustest varieerub viimase osa mõnest protsendist (veepind) kuni 95%-ni (värske ja puhas lumi). Maapinnas ja vees neeldunud kiirgus tõstab nende temperatuuri. Kiirgusseaduste kohaselt kiirgavad elektromagnetkiirgust kõik esemed, kusjuures kiiratava energia hulk ja spektraalne koostis olenevad kiirgaja temperatuurist. Mida kõrgem on temperatuur, seda rohkem energiat kiiratakse ja seda lühema lainepikkusega on see kiirgus. Aluspinna suhteliselt madala temperatuuri tõttu jääb selle poolt kiiratav elektromagnetkiirgus spektri infapunasesse, inimese silmale nähtamatusse piirkonda. Maa keskmine temperatuur on 15 °C ja tema kiirguse spektri maksimum on 10 µm lähikonnas. Atmosfääri suunatud maakiirgus püütakse osaliselt kinni seda intensiivselt neelavate kasvuhoonegaaside poolt ja kiiratakse uuesti kõikides suundades, sealjuures osaliselt ka aluspinna poole. Seda osa atmosfääri infrapunasest kiirgusest nimetatakse atmosfääri vastukiirguseks. Kiirgava aine madalama temperatuuri tõttu on see kiirgus pikemalainelisem kui aluspinna oma, maksimumiga 15 µm juures. See nn. kasvuhooneefekt on Maa atmosfääri loomulik kaaslane. Hoides maakera keskmise temperatuuri ligikaudu 34°C võrra kõrgemana kui see oleks ilma kirjeldatud efektita, tagab see hädavajalikud tingimused siinsele elustikule. Osa kasvuhoonegaasidest on atmosfääri loomulik koostisosa, nad on pärit loodusest ja nende kogus ei sõltu otseselt inimtegevusest. Üleilmne soojenemise tendents on aga märkimisväärselt seotud muutustega antropogeense päritoluga ainete koostises ja kogustes.

Looduslikest kasvuhoonegaasidest on esikohal veeaur, mille neelamis- ja kiirgamisvõime jääb küll alla süsihappegaasi omale, selle korvab aga tema suhteliselt suur kogus atmosfääris. Et veeaur on atmosfääri kõige ebapüsivam koostisosa ja sisaldus maakera ulatuses ebaühtlane, on seda ka tema mõju vastukiirgusele. Seepärast jaotub ka viimane maakeral ebaühtlaselt ja käsitledes täpsemalt tema osa

kiirgus- ja soojusbilansis ning kasvuhooneefekti iseärasustes tuleks arvestada vaadeldava paiga geograafilise asendi ja loodusliku omapäraga. Selles töös kirjeldatakse atmosfääri vastukiirgusele iseloomulikke jooni ning nende seotust õhu veeauru sisalduse ja pilvisusega Eestis.

## **2. Summaarse päikesekiirguse ja atmosfääri vastukiirguse osa aluspinna kiirgusbilansis Eestis**

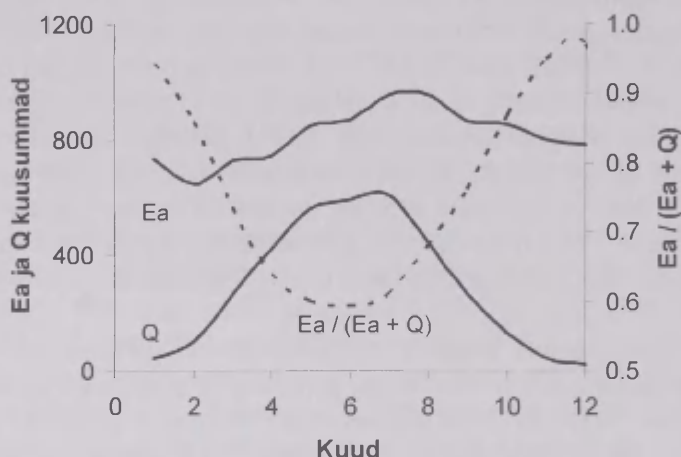
Võrreldes päikesekiirgusega on atmosfääri vastukiirgust *Ea* mõõdetud maakera vähemates kohtades ja olemasolevad andmerekad on suhteliselt lühikesed. Eesti Meteoroloogia ja Hüdroloogia Instituudi Tartu-Tõravere meteoroloogiajaamas registreeritakse seda kiirgust 2 m kõrgusel paikneva Eppley pürgeomeetriga alates 2003. aastast (Eesti kiirguskliima teatmik, 2003). Kaheksa-aastane andmerida on üldreeglina liiga lühike selleks, et teha detailseid üldistusi mingi paiga kiirguskliima kohta. Et aga vastukiirguse varieeruvus aastast aastasse on suhteliselt väike (aastasummade osas neli korda väiksem kui summaarsel päikesekiirgusel), saab ka olemasoleva andmestiku põhjal tuua välja sellele kiirgusliigile iseloomulikke jooni Eestis.

Atmosfääri vastukiirgus kujuneb paljude tegurite (õhu veeauru sisaldus ja temperatuur, nende muutused kõrgusega, pilvisuse tingimused jms) keeruka koostmõju tulemusena. Nende mõjurite tähtsus oleneb nii paiga geograafilisest asendist kui ka aastaajast. Panus aluspinna kiirgusbilanssi on päikese- ja atmosfäärikiirgusel erinev ja see muutub nii ööpäeva kui aasta jooksul. Juba nende ööpäevasummad kujunevad erinevates tingimustes. Päikesekiirgus  $Q$  jõuab maapinnale ainult valgel ajal, soojuskiirgus kogu ööpäeva vältel. Eesti geograafilisel laiusel on aga päev jaanipäeva paiku ligikaudu kolm korda pikem kui detsembris. Sedamööda kuidas pikeneb päev, kasvab ka päikesekiirguse osakaal aluspinna energiabilansis.

Lisaks päeva pikkusele mõjutab päikese- ja atmosfäärikiirguse suhet ka Päikese kõrgus. Kui viimase mõju lühilainelisele kiirgusele on väga oluline, siis atmosfääri soojuskiirgus sõltub sellest vähe. Ka pilvisus mõjutab neid kiirgusi erinevalt. Pilved, eriti optiliselt paksud madalad pilved, vähendavad oluliselt aluspinna langevat lühilainelist kiirgust, seevastu vastukiirgust aga hoopis suurendavad. Pilvitutel tundidel, kui päikeseketas on tõusnud piisavalt kõrgele horisondi kohal, on aluspinna jõudnud kiirguses ülekaalus päikesekiirgus. Talvel kestab see küll lühikest aega keskpäevalähedastel tundidel, südasuvel aga kuni pool ööpäeva. Lauspilves ilmaga on päikesekiirgus aga vastukiirgusest tavaliselt väiksem kogu ööpäeva jooksul. Eriti suur on erinevus talvekuudel.

Nii lühilainelist kui infrapunakiirgust langeb aluspinna kõige rohkem suvekuudel, summaarse päikesekiirguse suurimad kuusummad esinevad tavaliselt juunis-juulis, vastukiirgusel juulis-augustis. Selline erinevus on ilmselt tingitud soojuskiirgust mõjutavate aluspinna temperatuuri, õhu veeauru sisalduse ja pilvisuse aastaste käikude iseärasustest. Et lühilaineline kiirgus muutub aasta jooksul tunduvalt suuremates piirides kui soojuskiirgus, on ka nende panus aluspinna kiirgusbilanssi ilmeka aastase käiguga (joon 1.). Kui suvekuudel on pikalainelise

kiirguse osa aluspinnale langevas kiirguses veidi üle poole (keskmiselt 60%), siis detsembris osutub vastukiirgus ülekaalukalt määravaks (keskmiselt 97%) ja päikesekiirguse osa on tühine. Nii  $E_a$  kui  $Q$  kuusummad varieeruvad aastast aastasse kõige rohkem veebruarikuus. Võrreldes päikesekiirgusega, on vastukiirgus oluliselt püsivam ( $V = 0,09$  ja  $0,20$ ). Aluspinna kiirgusbilansi aastaväärtuses on atmosfääri soojuskiirguse osa ligikaudu kolm korda suurem päikesekiirguse omast, moodustades keskmiselt 74% kogu siia jõudnud kiirgusest.



**Joon. 1.** Päikese summaarse kiirguse  $Q$  ja atmosfääri vastukiirguse  $E_a$  kuusummade ( $\text{MJm}^{-2}$ ) ja nende suhte keskmised aastased käigud Tõraveres, 2003–2010.

**Fig. 1.** Mean annual courses of the global solar radiation  $Q$  and the atmospheric counter-radiation  $E_a$  ( $\text{MJm}^{-2}$ ), and also of their ratio at Tõravere, 2003–2010.

### 3. Veeaur ja madal pilvisus kui atmosfääri vastukiirguse peamised kujundajad Eestis

Läänemere piirkonnas on atmosfääri vastukiirguse kõige olulisemateks kujundajateks õhus leiduv veeaur ja pilvisus. Hindamaks nende mõju atmosfääri pikalaajalisele kiirgusele analüüsiti Tõraveres kahe aasta jooksul (2006 ja 2007) registreeritud vastukiirguse tunnisummasid koos samade tundide veeauru rõhu ja pilvisuse andmetega (5784 tunni andmed). Pilvede erinevad liigid on oma füüsikalistelt ja kiirguslikelt omadustelt üsna erinevad. Eeldatavasti on madalate pilvede mõju vastukiirgusele nende suhteliselt kõrgema temperatuuri ja suurema veeauru ning veepiiskade sisalduse tõttu kõige suurem. Seepärast piirduti käesolevas töös vaid nende käsitlemisega. Kuna meteojaamades määratakse pilvi ööpäevaringselt kolmetunnise intervalliga, valiti andmebaasist lähteandmete ühtlustamiseks sama sagedusega ka kiirguse tunnisummad ja veeauru rõhu väärtused.

Andmete analüüsi ja tulemuste tõlgendamist raskendavad vastukiirguse, pilvisuse, veeauru ja temperatuuri omavahelised keerulised seosed. Nii, näiteks,

mõjutab pilvisus märgatavalt õhutemperatuuri. Talvel pilvede hulga kasvades temperatuur tavaliselt tõuseb, suvekuudel aga, vastupidi, langeb. Pilvede mõju on suurem talvel. Et külmal aastaajal on Eesti geograafilisel laiusel päikesekiirguse osakaal maapinnale langevas kogukiirguses väike, on ta siin õhutemperatuuri kujundajana tõsiselt arvestatav keskmiselt vaid maikuust augusti-septembrini (Russak, 2009). Seepärast tuleb talvekuude temperatuuri tingimuste analüüsimisel pöörata peamiselt tähelepanu vastukiirguse ja pilvisuse vahelistele seostele. Samas on lauspilvisus enamasti seotud madalrõhkkondadega, millega talvel väga sageli kaasneb soojema õhu adveksioon. Temperatuuri muutused mõjutavad auramist ja veeauru hulka õhus, see aga omakorda atmosfäärikiirgust. Muutused viimases viivad jällegi temperatuuri muutustele. Soojal aastaajal on madalate pilvede hulgas suur osakaal rünkpilvedel, mis oma füüsikalistelt omadustelt erinevad kiht- või kihtrünkpilvedest. Jättes esialgu kõrvale kõik need keerukad vastastikused suhted, vaatleme järgnevalt seda, mil määral on Tõraveres mõõdetud vastukiirguse tunnisummad seotud sinise veeauru rõhu ja madala pilvisusega.

Õhu veeauru sisalduse iseloomustamiseks kasutasime Tõraveres 2 m kõrgusel mõõdetud veeauru rõhu  $e$  väärtusi. Kaudselt iseloomustavad viimased kogu sadestatavat veeauru hulka vertikaalses õhusambas, sest ligikaudu kehtib nende vahel lineaarne seos (Okulov, 2003).

Mitmed autorid on otsinud erinevates geograafilistes kohtades seoseid atmosfääri vastukiirguse ja veeauru parameetrite vahel: Iirimaa (Stanhill, 2011), Surnumere piirkonnas (Stanhill, 1987), Šveitsis (Ruckstuhl *et al.*, 2007), Antarktikas (Cho *et al.*, 2008). Kõikides nendes kohtades leiti, et kõige sobivamaks lähendiks osutus astmefunktsioon, mille parameetrid olid küll erinevates kohtades mõnevõrra erinevad. Ka oli leitud seose tugevus paiguti erinev (determinatsioonikordaja  $R^2$  muutus 56%-st Antarktikas 96%-ni Šveitsis).

Tõraverre andmete analüüs näitas, et Eestis saab vastukiirguse variatsioone kirjeldada veeauru rõhu variatsioonidega aasta jooksul keskmiselt 76% ulatuses funktsiooniga

$$Ea = 0,67e^{0,25}.$$

Seos on tugevam talvel, nõrgem kevadel ja suvel. Joonisel 2 on näidised kujutatud vastavad astmefunktsioonid Tõraveres, Iirimaa ja Surnumere piirkonna jaoks (viimastes esitatud seosed atmosfääri vastukiirguse ja õhu eriniiskuse hetkväärtuste vahel on teisendatud Tõraverre andmetega võrreldavale kujule). Seoste erinevuse üheks põhjuseks võivad olla õhu niiskuse ja temperatuuri vertikaalsete profiilide erinevused, aga ka erinevad pilvisuse tingimused. Suurima erinevusega paistab silma Surnumere piirkond.

Leitud empiirilised seosed  $Ea$  ja  $e$  vahel sisaldavad tegelikult ka pilvede mõju, sest veeauru rõhk ja madala pilvisuse hulk ei ole sõltumatud. Ka neelavad pilvedes leiduvad veepiisad ja jääkristallid samuti intensiivselt infrapunast kiirgust. Kuna Eestis domineerivad aasta jooksul madalate pilvede erinevad liigid, talvel  $Sc$ ,



suvekuudel  $C_u$  (Russak, 1990), on lineaarne seos veeauru rõhu ja pilvede hulga vahel kõikidel kuudel küll statistiliselt usaldatav, kuid erineva tugevusega. Korrelatsioon on tugevam talvel (veebruaris 0,69, juunis 0,21). Tõenäoliselt kujundavad sellist aastast käiku ka suuremõõtmelise tsirkulatsiooni iseärasused (talvekuudel on madal pilvisus enamasti seotud niiskema õhu adveksiooniga).

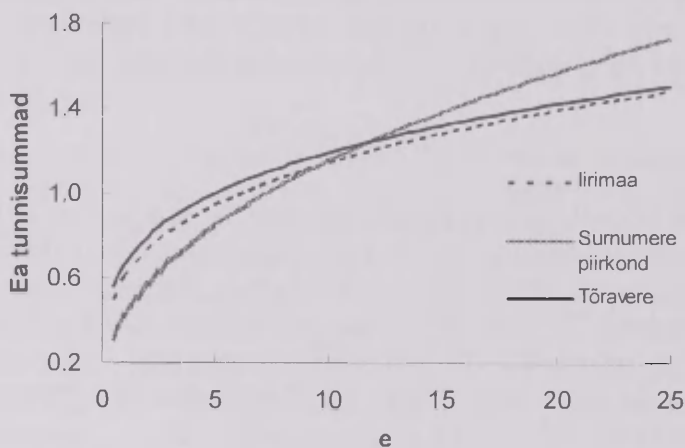
Püüdmaks hinnata pilvede mõju vastukiirguse ja veeauru vahelisele seosele analüüsiti eraldi nende tundide andmeid, kui madalaid pilvi ei esinenud (kokku 1876 tundi) või oli tegemist lauspilvisusega (kokku 2398 tundi). Mõlemal juhul sobis nende vahelise seose kirjeldamiseks astmefunktsioon (joon. 3 ja 4). Täispilves juhtudel oli see kujul

$$Ea = 0,79e^{0,20}.$$

( $R^2 = 0,91$ ). Kui madalaid pilvi polnud, sobis seos kujul

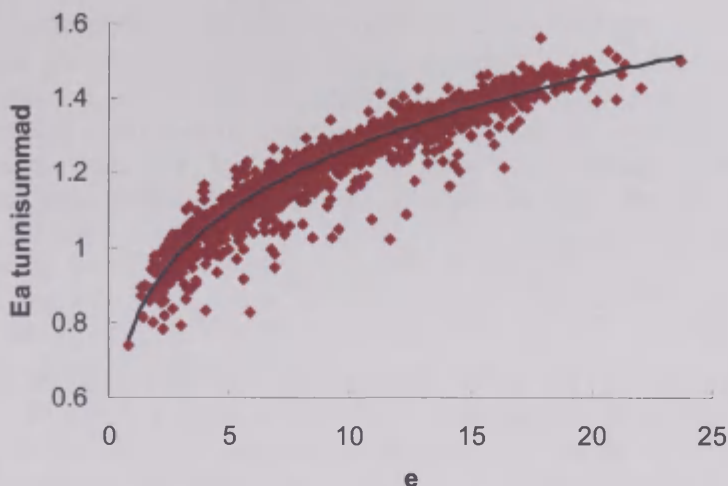
$$Ea = 0,61e^{0,25}.$$

( $R^2 = 0,87$ ). Nende kahe seose omavaheline võrdlus näitab, et Eestis aastatel 2006–2007 esinenud veeauru rõhu väärtustel (vahemikus  $e = 0,5$ – $25$  mb) kasvatab madal lauspilvisus atmosfääri vastukiirgust keskmiselt 14–15% võrra. Pilvede mõju on suhteliselt suurem veeauru rõhu väiksemate väärtuste korral. Erinevates geograafilistes kohtades on pilvede mõju eeldatavalt erinev. Viimasega võiks osaliselt seletada seda, miks on vastukiirguse variatsioonid erinevais paigus seotud veeauru variatsioonidega erineval määral (Antarktikas 56%, Iirimaa 70%, Eestis 76%, Surnumere piirkonnas 81%, Šveitsis 96%).



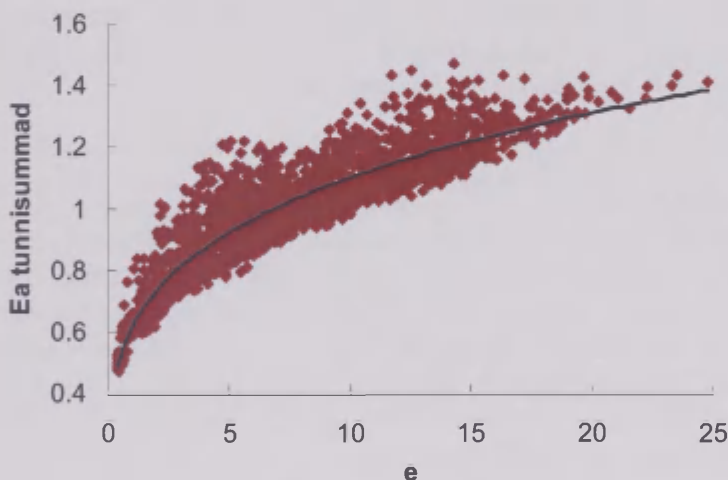
**Joon. 2.** Empiirilised lähendused seostele atmosfääri vastukiirguse  $Ea$  ( $\text{MJm}^{-2}$ ) ja veeauru rõhu  $e$  (mb) vahel erinevates geograafilistes kohtades.

**Fig. 2.** Empirical approximations for the dependence of atmospheric counter-radiation  $Ea$  ( $\text{MJm}^{-2}$ ) on the water vapour pressure  $e$  (mb) at different geographical sites.



**Joon. 3.** Atmosfääri vastukiirguse  $Ea$  tannisummade ( $\text{MJm}^{-2}$ ) olenevus veeauru rõhust  $e$  (mb) nendel tundidel, kui madalaid pilvi on 10 palli.

**Fig. 3.** The dependence of the hourly totals of the atmospheric counter-radiation  $Ea$  ( $\text{MJm}^{-2}$ ) on the water vapour pressure  $e$  (mb), the amount of low clouds being  $m = 10$  tenths.



**Joon. 4.** Atmosfääri vastukiirguse  $\bar{Ea}$  tannisummade ( $\text{MJm}^{-2}$ ) olenevus veeauru rõhust  $e$  (mb) nendel tundidel, kui madalaid pilvi polnud.

**Fig. 4.** The dependence of the hourly totals of the atmospheric counter-radiation  $Ea$  ( $\text{MJm}^{-2}$ ) on the water vapour pressure  $e$  (mb), the amount of low clouds being  $m = 0$  tenths.

Lisaks veeaurule ja madalale pilvisusele kujundavad vastukiirguse vooge veel terve rida tegureid, nagu teised kasvuhoonegaasid ( $\text{CO}_2$ ,  $\text{CH}_4$ ,  $\text{N}_2\text{O}$  jt), keskmised ja kõrged pilved, mõnda liiki atmosfääris leiduv aerosool, aluspinna ja õhu temperatuur jne. Et nendel tundidel, kui polnud madalaid pilvi, suutis meie poolt leitud

astmefunktsioon kirjeldada veeauru variatsioonidest põhjustatud vastukiirguse variatsioone keskmiselt 87% ulatuses, võiks hinnata, et ülejäänud tegurite mõju atmosfääri soojuskiirgusele on Eesti tingimustes veidi üle 10%. Saadud tulemus on kooskõlas uurimuses (Stanhill, 2010) esitatuga, kus hinnatakse, et ligikaudu veerand vastukiirguse variatsioonidest on tingitud kõikidest teistest kasvuhoonegaasidest peale veeauru (analüüsi käigus ei olnud autor aga paraku arvestanud madalate pilvede mõju).

#### 4. Kokkuvõte

Üleilmne soojenemine on seotud muutustega kasvuhoonegaaside koostises ja kogustes, kusjuures mitmed nendest on otseselt inimtegevuse tagajärg. Loodusest pärit kasvuhoonegaasidest on kõige tähtsam veeaur oma suure koguse tõttu atmosfääris. Selles töös kirjeldatakse atmosfääri vastukiirgusele iseloomulikke jooni ning nende seotust õhu veeauru sisalduse ja madala pilvisusega Eestis.

Päikese- ja atmosfäärikiirguse panused aluspinna kiirgusbilanssi on erinevad ning muutuvad ööpäeva ja aasta jooksul. Suvekuudel moodustavad vastukiirguse  $E_a$  summad Eestis keskmiselt 60% kogu aluspinnale langevast kiirgusest, talvekuudel aga kuni 97%. Kiirguse aastasummades ulatub vastukiirguse osa ligikaudu kolmveerandini.

Läänemere piirkonnas oleneb vastukiirgus eelkõige õhu veeaurusisaldusest  $e$  ja madalast pilvisusest  $m$ . Vastukiirguse olenevust veeauru rõhust saab siin keskmiselt 76% ulatuses kirjeldada astmefunktsiooniga

$$E_a = 0,67e^{0,25}.$$

Analüüsides eraldi nende tundide  $E_a$  ja  $e$  väärtusi, kui  $m = 0$  või  $m = 10$ , selgus, et täispilvisus suurendab vastukiirgust keskmiselt 14–15% võrra. Pilvede mõju on suhteliselt suurem väikeste veeauru sisalduste korral. Keskmiselt veidi rohkem kui 10% vastukiirguse variatsioonidest saaks aga seletada selliste tegurite muutlikkusega, nagu on seda teised kasvuhoonegaasid, keskmine ja kõrge pilvisus, aluspinna temperatuur, atmosfääris leiduv mõnda liiki aerosool, temperatuuri ja niiskuse vertikaalsed gradiendid jt.

#### Tänuavaldused

Autor tänab EMHI Tartu-Tõravere meteoroloogiajaama kvaliteetsete kiirguse, veeauru rõhu, pilvisuse ja temperatuuri andmete eest. Käesolev uurimus valmis Eesti Teadusfondi toetusel (grant 7347).

## Kirjandus

- Cho, H.K., Kim, J., Lee, Y.G., Lee, B.Y., 2008. Recent changes in downward longwave radiation at King Sejong Station. *J. Climate*, 21, 5764–5776.
- Eesti kiirguskliima teatmik, 2003. V. Russak, A. Kallis (koostajad). EMHI, Tallinn.
- Okulov, O., 2003. Variability of atmospheric transparency and precipitable water in Estonia during last decades. *Dissertationes Geophysicales Universitates Tartuensis*, 18.
- Ruckstuhl, C., Philipona, R., Morland, J., Ohmura A., 2007. Observed relationship between surface specific humidity, integrated water vapor, and longwave downward radiation at different latitudes. *J. Geophys. Res.* 112, D03302, doi: 10.1029/2006JD 007850.
- Russak, V., 1990. Pilvisus. R. Kivi (koostaja) Tartu kliima ja selle muutumine viimastel kümnenditel, TA AAI, Tartu, 89–100.
- Russak, V., 2009. Changes in solar radiation and their influence on temperature trend in Estonia (1955–2007). *J. Geophys. Res.*, 114, D00D01, doi: 10.1029/2008JD010613.
- Stanhill, G., 1987. The radiation climate of the Dead Sea. *J. Climate*, 7, 247–265.
- Stanhill, G., 2011. The role of water vapor and solar radiation in determining temperature changes and trends measured at Armagh, 1881–2000. *J. Geophys. Res.*, 116, D03105, doi: 10.1029/2010JD014044.

## The atmospheric counter-radiation in Estonia

Viivi Russak  
Tartu Observatory

### Summary

Global warming depends on changes in the amount and composition of greenhouse gases, being often the result of anthropogenic activity. Among the natural greenhouse gases the water vapour  $e$  is the most important. In the present paper, the characteristic features of the atmospheric counter-radiation  $Ea$  and their dependence on water vapour and the low cloudiness  $m$  in Estonia are described. For the analysis, the data measured at Tartu-Tõravere meteorological station during 2003–2010 have been used.

The shares of the solar  $Q$  and counter-radiation  $Ea$  in net radiation are different and change during the day and year. In summer the monthly totals of  $Ea$  make about 60% of the radiation incident on the ground surface, but in winter up to 97%. In the annual totals, about three quarters belong to the counter-radiation.

In the Baltic Sea region the counter-radiation depends mainly on water vapour and low cloudiness. The dependence of  $Ea$  on  $e$  can be described by a power function ( $R^2 = 0.76$ ):

$$Ea = 0.67 e^{0.25}.$$

A separate analysis of the hourly totals of  $Ea$  in the cases of  $m = 0$  and  $m = 10$ , has shown that in overcast conditions the counter-radiation exceeds this in cloudless hours by about 14–15%. The impact of clouds is greater in dryer atmosphere. A little more than 10% of the variation in  $Ea$  is related to the variability of such factors as other greenhouse gases, middle and high cloudiness, temperature of the ground surface, vertical gradients of moisture and temperature, some kinds of atmospheric aerosols etc.



## **Antropogeenne mõju õhusamba läbipaistvusele Eestis, 1932–2010**

Lennart Neiman, Hanno Ohvril

Tartu Ülikooli Füüsika Instituut

Viivi Russak

Tartu Observatoorium

Ain Kallis, Oleg Okulov

Eesti Meteoroloogia ja Hüdroloogia Instituut

Jekaterina Gorbarenko

Moskva Riiklik Ülikool

Eduard Terez, Galina Terez

Simferopoli Ülikool

### **1. Sissejuhatus**

Päikese otsekiirguse mõõtmiste kaudu saab leida õhu läbipaistvuse, mis sisaldab informatsiooni atmosfääri koostise, seega ka õhus leiduvate aerosooliosakeste kohta. Õhu saastatuse hindamisel ongi läbipaistvuse uurimine üheks meetodiks. Läbipaistvusele avaldavad mõju nii looduslikud (vulkaanipursked, metsatulekahjud) kui ka antropogeensed saastajad.

Käesoleva töö eesmärgiks on uurida antropogeense saaste mõju atmosfääri integraalsele (laiaribalisele) läbipaistvusele Eestis ajavahemikus 1932–2010. Läbipaistvust iseloomustava parameetrina on kasutatud läbipaistvuse taandatud väärtust  $p_2$ . Indeks 2 märgib siin atmosfääri nn massiarvu, mis vastab Päikese kõrgusele  $\approx 30^\circ$  horisondist (Ohvril *et al.*, 1999). Läbipaistvuse muutlikkust Tartus-Tõraveres ja Tiirikojal on seostatud vulkaanipursete, metsatulekahjude, eelkõige aga antropogeensete faktoritega. Võrdluseks on kasutatud Moskva ja Feodossia atmosfääri läbipaistvuste aegridasid.

Käesolev töö arendab edasi hiljutist samaainelist uurimust (Ohvril *et al.*, 2009). Läbipaistvuste aegridasid on täiendatud kolme aastaga (2008–2010). Uuesti on üle vaadatud sõjaeelne periood. Antropogeense õhusaaste mõju paremaks hindamiseks on analüüsitud eraldi suvise ja talvise poolaasta läbipaistvust.

### **2. Mõõtmised**

Eestis alustati Päikese otsekiirguse tänapäevasel tasemel mõõtmisi Tartu Ülikooli Meteoroloogia Observatooriumis (Liivi tn 4) 1931. a mais. Mõõteinstrumendina kasutati Ångströmi pürheliomeetrit nr 197. Mõõtmised toimusid kuni 1940. aastani. Sõja ajal, 1944. a pürheliomeeter hävis. Pärast sõda taastati Tartus otsekiirguse

mõõtmise linna ääres Riia maantee lähedal 1950. a. Seal mõõdeti otsekiirgust kuni 1964. aastani. Kasutati Savinov-Janiševski aktinomeetrit AT-50. Aastal 1965 Tartu aktinomeetriaam kolis Tõraverre, ligi 20 km kaugusele Tartust. Seal jätkub otsekiirguse mõõtmine tänapäevani. Ka praegu kasutatakse aktinomeetrit AT-50, et säilitada aegrea homogeensus. Tõravere aktinomeetriaam valiti 1999. a päikese-kiirguse mõõtmiste baasjaamade võrgu BSRN (*Baseline Surface Radiation Network*) liikmeks, mis annab tunnistust mõõtmiste kõrgest kvaliteedist. Kuigi tänapäeval registreeritakse päikesekiirgust automaatselt, määratakse visuaalselt iga tunni järel pilvede hulk ja tüüp. Läbipaistvuse arvutamiseks kasutatakse ainult neid andmeid, mis on mõõdetud pilvevaba päikeseketta korral.

Kuna Tartu ja Tõravere asuvad teineteisele lähedal ja ilmastik on mõlemas kohas sarnane, siis võime otsekiirguse Tartu aegrida ja Tõravere aegrida lugeda ühtseks Tartu-Tõravere aegreaks, mis hõlmab ajavahemikud 1932–1940 ja 1950–2010.

Tiirikoja läbipaistvuste aegrida, 1956–2010, on arvatud Tiirikoja Järvejaama mõõtmiste alusel. Tiirikoja asub Mustvee lähedal Peipsi järve kaldal, Tartust umbes 50 km ja Tõravere 70 km kaugusel. Kuni aastani 2005 tehti mõõtmisi käsitsi, hiljem automaatselt.

Moskva läbipaistvuste aegrida (1955–2010) on arvatud Moskva Ülikooli Meteoroloogia Observatooriumi kolleegide poolt sealsete mõõtmistulemuste põhjal. Observatoorium asub Moskva linna edelaosas Moskva Ülikooli botaanikaaias, ülikooli peahoonest umbes 500 m kaugusel. Observatooriumi lähedal ei ole suuri tööstusettevõtteid ega magistraaltänavaid, seepärast on õhk seal suhteliselt puhas Moskva teiste linnaosadega võrreldes.

Feodossia asub Ukrainas Krimmi poolsaare idaosas. Tegelikult aktinomeetriaam asub Feodossiast 20 km kaugusel Kurortnoje külas kaldajärsakul Musta mere rannajoonest 50 m kaugusel. Feodossia aegrida katab ajavahemiku 1934–2010.

Aastakeskmiste, suvekeskmiste ja talvekeskmiste läbipaistvuste  $p_2$  käik neljas mõõtmiskohas on esitatud vastavalt joonistel 1, 2 ja 3. Siin ja ka edaspidi nimetame suvekeskmiseks läbipaistvuseks sooja poolaasta (aprillist kuni septembrini) keskmist läbipaistvust. Talvekeskmiseks läbipaistvuseks nimetame külma poolaasta (jaanuarist märtsini ja sama aasta oktoobrist detsembrini) keskmist läbipaistvust. Nendele joonistele on kantud ka suuremate vulkaanipursete ajad. Aastakeskmiste ja suvekeskmiste läbipaistvuste graafikutele on täiendavalt kantud Venemaa ja Põhja-Ameerika suuremate metsatulekahjude aastad.

### **3. Vulkaanipursked kui atmosfääri läbipaistvuse mõjutajad**

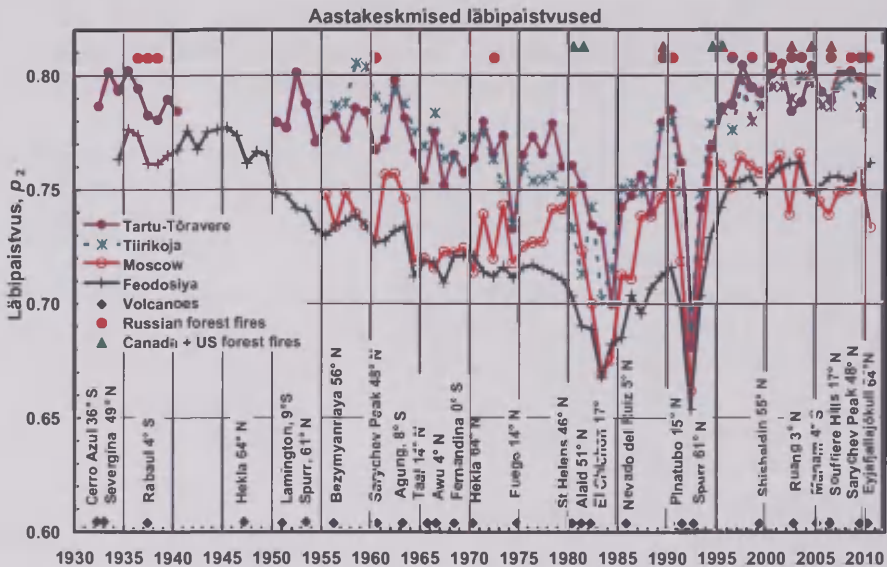
Kuigi käesoleva töö eesmärgiks on uurida antropogeense õhusaaste mõju läbipaistvusele, ei saa me täielikult vaatluse alt välja jätta vulkaanipursete ega metsatulekahjude mõju, sest antropogeenne mõju toimub nendega kattuvalt.

Tugevate vulkaanipursete puhul on kõige olulisem, et need paiskavad tuhka ja gaase otse stratosfääri (Grainger, Highwood, 2003). Vulkaaniline vääveldioksiid oksü-

deerub ja kondenseerub väävelhappe tilgakestena. Tekib aerosooli kiht, mis nõrgendab maapinnani jõudvat Päikese otsekiirgust ja samaaegselt tugevdab hajuskiirgust.

Kõige suuremad vulkaanipursked põhjustavad tugevaid kliima anomaaliaid kahe, harva kuni kolme aasta jooksul pärast purset, sest nad tekitavad kõrgel atmosfääris väävelhappe tilgakeste pilve, mis mõne kuuga levib üle kogu maakera (Sparks *et al.*, 2005). Nõrkade vulkaanide mõju võib piirduda aga vaid mõne kuuga.

Suuremate vulkaanipursete koht, aeg ja plahvatusindeks (*Volcanic Explosivity Index* ehk VEI) aastatele 1932–2010 on esitatud tabelis 1. Indeks on võetud *Smithsonian Institution's Global Volcanism Program* veebilehekülgedelt.



**Joon. 1.** Atmosfääri aastakeskmise integraalne läbipaistvuskoeffitsient  $p_2$  erinevates kohtades. Väikesed rombid all osutavad vulkaanipursetele, ringid ülal Venemaa suurtele metsatulekahjudele, kolmnurgad ülal Kanada ja USA suurtele metsatulekahjudele.

**Fig. 1.** Annual means of the atmospheric integral transparency coefficient  $p_2$  for different locations. Small diamonds at the bottom indicate the largest volcanic eruptions listed in Table 1. Small circles above indicate the largest forest fires in Russia, Table 2. Triangles above correspond to the largest forest fires in Canada and US, Table 3.

#### 4. Metsatulekahjud kui atmosfääri läbipaistvuse mõjutajad

Euroopas kevadel ja suvel 10–30% peenefraktsioonilise aerosooli optilisest pakusest on tingitud maastikupõlengutest (Barnaba *et al.*, 2011). Metsatulekahjud avaldavad atmosfääri aerosoolisisaldusele mitte ainult kohalikku ja regionaalset, vaid ka globaalset mõju, enamasti siis, kui suits ulatub stratosfääri. See avastati 1998. aastal. Suvel 1998 USA mereväe uurimislabori satelliit POAM III avastas müstilised pilved stratosfääris, 3–5 km tropopausist kõrgemal. Uurimine, milles kasutati ka teistelt satelliitidelt ja lidaritega saadud andmeid ning metsatulekahjude



statistikat, näitas, et tegemist on ebatavalise, seni tundmatu nähtusega. Müstiline aerosooli-pilvede kiht oli suits, mis pärines väga suurtest metsatulekahjustest, mis “purskasid” vulkaanitaoliselt kõrgele atmosfääri (Fromm *et al.*, 2000). Sellist suitsupilve nimetatakse pürokumulo-nimbuseks (*PyroCb*). Kuni pürokumulo-nimbuse avastamiseni oli üldlevinud arusaam, et ainult vulkaanipursked suudavad saasteaineid läbi tropopausi alumisse stratosfääri paisata. Saasteained, mis on stratosfääris, võivad avaldada globaalset mõju, sest nad kantakse stratosfääris olevate tugevate tuulte poolt kiiresti laiali. Väga tugeva pürokumulonimbuse poolt stratosfääri viidud saaste võib seal püsida kuni 3 kuud. Biomassi põlemisel tekkinud suitsu ja muude saasteainete levik üle kogu poolkera võib avaldada mõju kliimale (Fromm *et al.*, 2008; 2010).

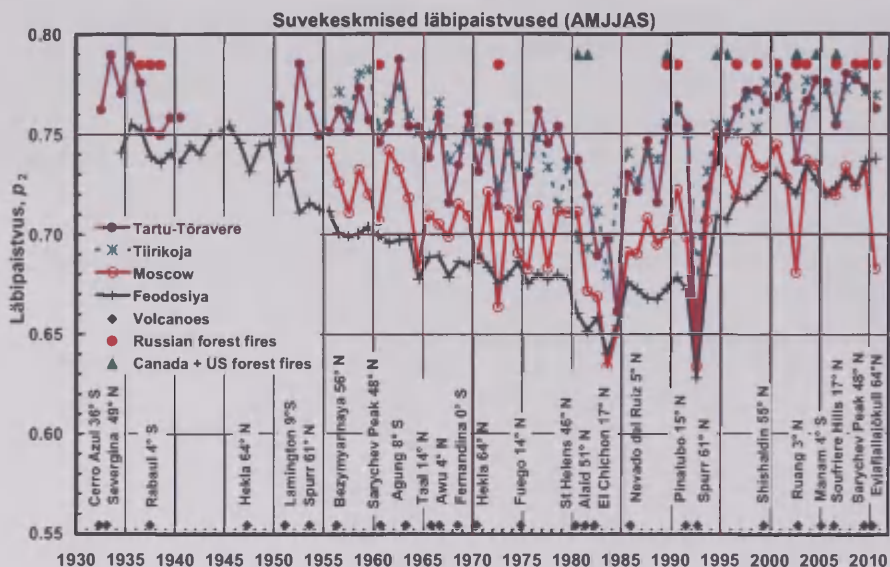
**Tabel 1.** Tugevamad vulkaanipursked 1932–2010.

**Table 1.** The largest volcanic eruptions in 1932–2010.

Nr	Nimi	Koht	Kuupäev	VEI	Laius- kraad	Pikkus- kraad
1	Cerro Azul	Tšiili	10. aprill 1932	5 või 6	36°S	71°W
2	Severgina	Kuriilid	9. jaanuar 1933	5	49°N	154°E
3	Rabaul	Paapua Uus-Guinea	1. mai 1933	4?	4°S	152°E
4	Hekla	Island	29. märts 1947	4	64°N	20°W
5	Lamington	Papua Uus Guinea	21. jaanuar 1951	4	9°S	148°E
6	Spurr	Alaska	9. juuli 1953	4	61°N	152°W
7	Bezmyannaya	Kamtšatka	30. märts 1956	5	56°N	161°E
8	Sarychev Peak	Kuriilid	30. august 1960	3	48°N	153°E
9	Agung	Indoneesia	17. märts 1963	5	8°S	116°E
10	Surtsey	Island	14. november 1963	3	63°N	21°W
11	Taal	Filipiinid	28. september 1965	4	14°N	121°E
12	Awu	Indoneesia	12. august 1966	4	4°N	126°E
13	Fernandina	Galapagos	11. juuni 1968	4	0°S	92°W
14	Arenal	Costa Rica	14. august 1968	3	10°N	85°W
15	Hekla	Island	5. mai 1970	3	64°N	20°W
16	Fuego	Guatemala	17. oktoober 1974	4	14°N	91°W
17	Tolbachik	Kamtšatka	28. juuni 1975	4+	56°N	160°E
18	Saint Helens	USA	18. mai 1980	5	46°N	122°W
19	Alaid	Kuriilid	27. aprill 1981	4	51°N	156°E
20	El Chichón	Mehhiko	4. aprill 1982	5	17°N	93°W
21	Nevado del Ruiz	Colombia	13. november 1985	3	5°N	75°W
22	Pinatubo	Filipiinid	15. juuni 1991	6	15°N	120°E
23	Spurr	Alaska	18. august 1992	4	61°N	152°W
24	Shishaldin	Aleuudid	19. aprill 1999	3	55°N	164°W
25	Ruang	Indoneesia	25. september 2002	4?	02°N	125°E
26	Manam	Paapua Uus-Guinea	27. jaanuar 2005	4?	4°S	145°E
27	Soufriere Hills	Montserrat, Kariibi	20. mai 2006	3?	17°N	62°W
28	Sarychev Peak	Kuriilid	12. juuni 2009	4	48°N	153°E
29	Eyjafjallajökull	Island	14. aprill 2010	3	64°N	20°W



Fromm jt on leidnud, et ainuüksi 2002. aasta suvel, kui Kanadas ja USAs põles palju metsa, oli seal kokku 17 pürokumulonimbust, mõnede suits tõusis alumisse stratosfääri. Pärast pürokumulonimbuse avastamist on stratosfääris suitsu avastatud vähemalt kuuel suvel. Suitsu stratosfääris on avastatud ka lõunapoolkeral.



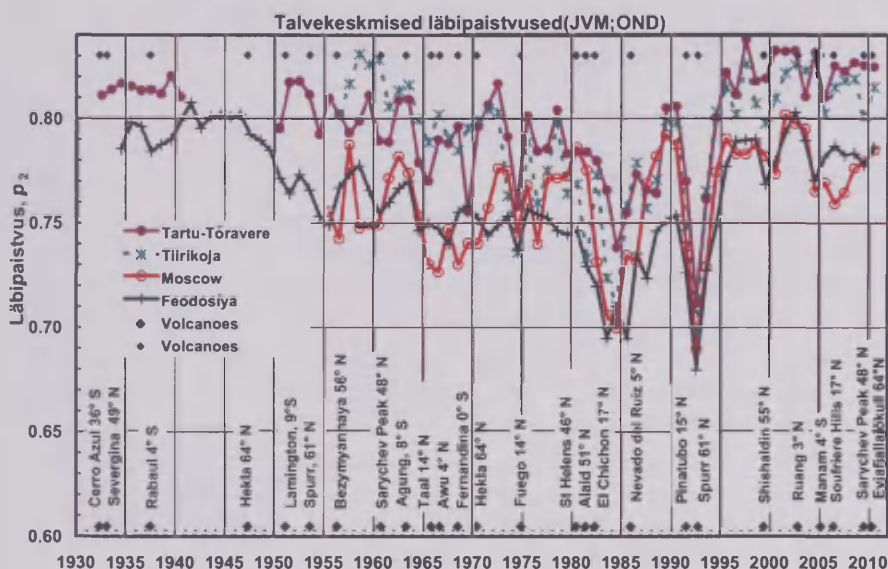
**Joon. 2.** Atmosfääri suvekeskmise (aprillist septembrini) integraalne läbipaistvuskoeffitsient  $p_2$  erinevates kohtades. Väikesed rombid all osutavad vulkaanipursetele, ringid ülal Venemaa suurtele metsatulekahjudele, kolmnurgad ülal Kanada ja USA suurtele metsatulekahjudele.

**Fig. 2.** Warm half-year means of the atmospheric integral transparency coefficient  $p_2$  for different locations. Small diamonds at the bottom indicate the largest volcanic eruptions. Small circles above indicate the largest forest fires in Russia, and triangles above correspond to the largest forest fires in Canada and US.

Eesti metsatulekahjud on tavaliselt väikesed ja kustutatakse kiiresti, seepärast nad võivad isegi Eesti atmosfääri läbipaistvust mõjutada ainult vähesel määral. Marika Uustare (2005) oma bakalaureusetöös leidis, et Eestis soojal aastaajal avaldab atmosfääri läbipaistvusele mõju eelkõige kaugete metsatulekahjude suits. Kõige sumedamatel suvepäevadel 2002. aastal jõudis metsatulekahjude suits Eestisse Venemaalt, Ukrainast ja Valgevenest. Kõige suuremaks atmosfääri läbipaistvuse mõjutajaks Eestis on naabri, Venemaa, metsatulekahjud. Tabelisse 2 ning graafikutele 1 ja 2 on kantud ainult Venemaa suurte metsatulekahjude aastad. Venemaa suurte metsatulekahjude aastateks on valitud need aastad, mil tulekahjud majandavates metsades ajavahemikus 1958–2010 Rosgidrometi (2011) andmetel olid suuremal pindalal kui 1,25 miljonit hektarit. Need pindalad on esitatud tabelis 2. Venemaa suurte metsatulekahjude aastatele osutavad ka ringikesed joonistel 1 ja 2 ülal. Läbipaistvust võivad mõjutada muidugi kõik tulekahjud, sõltumata sellest, kas

nad toimuvad majandatavates metsades või inimtegevusest puutumatus metsades. Meil puudub usaldusväärne pikk aegrida Venemaa metsatulekahjude kogupindala kohta. Mõnedes ajavahemikes võib juhtuda, et aastad, mis olid suurima tulekahjude pindalaga majandatavates metsades, ei olegi aastad, mil kogu põlenud ala pindala oli kõige suurem. Satelliitidelt tehtud Venemaa tulekahjude kogupindalade hinnanguid on aga vaid väheste aastate kohta. Seepärast kasutamegi Rosgidrometi aegrida tulekahjude kohta majandatavates metsades.

Ei õnnestunud leida statistikat Venemaa tulekahjude kohta enne 1958. aastat. Siiski on Venemaa suurte metsatulekahjude aastateks lisatud ka aastad 1936, 1937 ja 1938, mille kohta meil puuduvad arvulised andmed põlenud ala pindala kohta, aga mis mõnede artiklite (Solovyov, 2010; Yaroshenko, 2010; Malahov, 2008) järgi olid väga suurte metsatulekahjude aastad. Neid aastaid on nimetatud kui sarnaseid 1972. ja 2010. aastaga. Ka nende metsatulekahjude aastatele osutavad ringikesed joonistel 1 ja 2 ülal.



**Joon. 3.** Atmosfääri talvekeskmise (külma poolaasta keskmine) integraalne läbipaistvuskoeffitsient  $p_2$  erinevates kohtades. Väikesed rombikud all ja üleval osutavad vulkaanipursete aegadele (vt tabel 1).

**Fig. 3.** Warm half-year means of the atmospheric integral transparency coefficient  $p_2$  for different locations. Small black diamonds at the bottom and above indicate dates of the largest volcanic eruptions listed in Table 1.

Lisaks Venemaa metsatulekahjudele võivad atmosfääri läbipaistvust Euroopas mõjutada ka metsatulekahjud Kanadas ja USAs, sest Euroopas liiguvad õhumassid valdavalt läänest itta. On teada, et 1950. a pikka aega kestnud tulekahjud Lääne-Kanadas olid lähtekohaks suitsule, mis tegi taeva tumedamaks USA idaosas ja mis põhjustas sinise Kuu ja sinise Päikese Euroopa kohal (Fromm *et al.*, 2005).

Boreaalsete metsatulekahjude poolt Alaskal ja Kanadas vabasse troposfääri paisatud saasteained võivad suurtel kõrgustel jõuda Euroopasse (Auvray, 2006). Suvel annab Põhja-Ameerika antropogeenne ja biomassi põlemisest tekkinud saaste Euroopas 2–5% atmosfääri aerosooliosakestest PM<sub>2.5</sub> (maapinna lähedal) ja aerosooli optilisest paksusest AOD (Auvray, 2006). M. Fromm *et al.* (2005) leidsid, et 3. ja 4. augustil 1998 Kanada Loode-Territooriumidel Norman Wellsi lähedal metsatulekahjudes toimunud tuletormis paisati alumisse stratosfääri sellisel hulgal aerosooli, et osakeste kontsentratsioon tõusis seal viiekordseks. Tuletorm tõstis aerosooliosakesed 7 km tropopausist kõrgemale. Nädal hiljem tuli kogu Euroopast teateid troposfääri gaaside ja aerosoolide anomaaliate kohta.

**Tabel 2.** Venemaa majandatavates metsades aastas põlenud ala pindala 1958–2010 (Roshydromet, 2011) aastatel, kui see ületas 1,25 miljonit ha.

**Table 2.** Area annually burned in Russian managed forests in 1958–2010 (Roshydromet, 2011) in the years when the area exceeded 1.25 million ha.

Aasta	Põlenud ala miljonites hektarites
1960	1.8
1972	1.5
1989	1.7
1990	1.4
1996	1.9
1998	4.3
2000	1.3
2002	1.4
2003	2.3
2006	1.3
2008	2.5
2009	2.6
2010	2.0

**Tabel 3.** Kanadas ja USAs kokku aastas põlenud ala pindala 1960–2010 (National Interagency Fire Center, 2011; National Forestry Database, 2011) aastatel, kui see ületas 5,5 miljonit ha.

**Table 3.** Area annually burned in Canada and US in 1960–2010 (National Interagency Fire Center, 2011; National Forestry Database, 2011) in the years when the area exceeded 5.5 million ha.

Aasta	Põlenud ala miljonites hektarites
1980	6.9
1981	7.3
1989	8.3
1994	7.9
1995	7.8
2002	5.7
2004	6.6
2006	6.1

Suvel 2004 metsatulekahjude põlemissaaduste pilved kandusid 3–8 km kõrgusel Kesk-Euroopasse (Petzold *et al.*, 2007). Nendes pilvedes kandus Euroopasse ka musta süsinikku (*black carbon*). Põhja-Ameerika tulekahjudest tekkinud pilvel kulus Euroopasse jõudmiseks veidi üle nädala (Petzold *et al.*, 2007). Fromm *et al.* (2010) näitavad, et 1991. a juunis jõudis Kanada Quebeci provintsi metsatulekahjude aerosooli Euroopasse kuni Valge mere ja Uuralini.

Tabelis 3 on esitatud ajavahemikus 1960–2010 USAs ja Kanadas põlenud metsa pindalad aastatel, kui mõlemas riigis kokku põles üle 5,5 miljoni hektari. Nendele suurte metsatulekahjude aastatele osutavad kolmnurgad joonistel 1 ja 2 ülal. Meil puuduvad andmed kogu USA metsatulekahjude kohta enne 1960. aastat. Enne 1960. aastat on meil aga andmed Kanada ja ainult 11 USA lääne-osariigi ning Arizona ja New Mexico kohta. Üsna suure tõenäosusega võime väita, et 1932–1959 ei olnud selliseid aastaid, kui Kanadas ja USAs kokku tulekahjude pindala oli üle 5,5 miljoni ha, sest kokku Kanadas ja eelpoolmainitud USA osariikides 1932–1959 põlenud ala pindalad jäävad alla 3 miljoni hektari aasta kohta. Meie võtsime aga suurte põlengute kriteeriumiks 5,5 miljonit ha. Sellist väidet toetab fakt, et just eelpoolmainitud osariikides põleb tavaliselt kõige rohkem USA metsa.

## 5. Antropogeenne mõju atmosfääri läbipaistvusele

Nagu vulkaanipursetest ja metsatulekahjudest nii ka inimtegevusest lähtunud aerosool hajutab ja neelab Päikese otsekiirgust, seega vähendab läbipaistvust. Kuna tootmistehnoloogia ja majandustegevus tavaliselt väga järske ja kiireid muutatusi ei tee, siis antropogeense aerosooli mõju ei saa üldiselt atmosfäärisamba läbipaistvuste graafikutel väga teravaid miinimume tekitada. Seega kõik teravad miinimumid peaksid tavaliselt olema tekitatud kas vulkaanipursetest või suuremastaapsetest metsatulekahjudest. Talvekeskmiste läbipaistvuste teravad miinimumid peaksid aga olema põhjustatud põhiliselt vulkaanipursetest, sest talvisel poolaastal (oktoobrist märtsini) esineb parasvöötmes metsatulekahjusid suhteliselt harva. Antropogeensed muutused peaksid olema sujuvad ja pikaajalised. Siiski kõik pikemaajalised muutused ei pea tingimata olema antropogeenset päritolu, sest ka paljude, suhteliselt lühikeste vaheaegadega vulkaanipursete seeria võib langetada läbipaistvust mitmeks aastaks.

Folini ja Wild (2011) leidsid, et Euroopas kahanes maapinnale jõudnud summaarne päikesekiirgus alates umbes 1950ndast aastast kuni 1980ndate keskpaigani, millele järgnes maapinnani jõudnud kiirguse kasv. Seda põhjustas atmosfääri antropogeensest õhusaastest tingitud aerosooliosakeste, eriti sulfaatsete aerosooliosakeste kontsentratsiooni tõus atmosfääris kuni 1980ndate aastate keskpaigani ja sellele järgnenud atmosfääri saastamise vähenemine.

Marmer *et al.* (2007) on leidnud, et atmosfääri sulfaadisisaldus Euroopas hakkas kasvama juba 1900ndatest aastatest. Suureneva industrialiseerimise ja  $SO_x$  (väävli oksiidide) kontrollimatu emissiooni tõttu atmosfääri sulfaadisisaldus Euroopas kasvas kuni 1980ndate aastateni. Sulfaadisisaldus 20. sajandi esimesel poolel kahekordistus, kasvades atmosfäärisambas väärtuselt 1,4 mg/m<sup>2</sup> 1900ndatel



aastatel kuni väärtuseni 3,1 mg/m<sup>2</sup> 1950ndatel aastatel. Järgmise 20 aasta jooksul, 1950ndatest aastatest 1970ndateni, toimus aga antropogeense sulfaadi hulga erakordselt kiire kasv, tõustes väärtuseni 6,7 mg/m<sup>2</sup>. Maksimaalne aastane sulfaadisaldus saavutati 1980ndatel aastatel, mil ta ulatus 7,5 mg/m<sup>2</sup> ja oli rohkem kui viis korda suurem kui sajandi alguses (Marmer *et al.*, 2007). Efektiivsete keskkonnakaitse meetmete kasutuselevõtmine Lääne Euroopas 1980ndatest aastatest alates viis aga pidevale ja olulisele antropogeense SO<sub>x</sub> emissiooni kahanemisele. Marmer *et al.* (2007) väidavad, et Ida-Euroopas hakkab atmosfääri SO<sub>x</sub> sisaldus kahanema 1990ndatest aastatest alates. Keskmine atmosfääri sulfaadisaldus Euroopas 2000. aastal oli 3,3 mg/m<sup>2</sup>, mis on ainult veidikene suurem kui 1950ndatel aastatel (Marmer *et al.*, 2007). Samuti Skeie *et al.* (2011) andmetel on Euroopas atmosfääri sulfaadisaldus 2000. aastal tagasi 1950. aasta tasemel.

Sterni (2005) järgi globaalne antropogeenne väevliühendite emissioon saavutab maksimaalse väärtuse 1989. a. Ida-Euroopas saavutatakse maksimaalne emissioon 1987. a, Lääne-Euroopas aga juba 1974. a.

Euroopa Keskkonnaagentuuri andmetel Euroopa Liidu 27 riigis kahanes ajavahemikus 1990–2009 pidevalt nii SO<sub>x</sub>, NH<sub>3</sub>, NO<sub>x</sub> kui ka mittemetaansete lenduvate orgaaniliste ühendite (NMVOC) antropogeenne emissioon (vt tabel 4).

Chiacchio *et al.* (2011) uurisid aerosooli optilise paksuse (AOD) väärtusi Euroopas ajavahemikus 1979–2007. Sealhulgas uurisid nad AOD muutusi, mis on tingitud antropogeense sulfaadi emissioonist. Antropogeensest sulfaadist tingitud AOD oli nende uurimuse järgi maksimaalne aastatel 1988–1989. Ajavahemikus 1985–2007 kahanes antropogeensest sulfaadist tingitud AOD kogu Euroopas 69%, Ida-Euroopas aga 75%. Aastaajaliselt on kõige suurem AOD kahanemine talvel ja kevadel, millele järgnevad suvi ja sügis (Chiacchio *et al.*, 2011).

**Tabel 4.** Peamiste õhu saasteainete summaarsed emissioonid (Gg) EL–27 riikides ja nende muutused (*European Union emission inventory report 1990–2009*).

**Table 4.** Total EU–27 emissions (Gg) of the main air pollutants and their changes (*European Union emission inventory report 1990–2009*).

Saaste- aine	1990	1995	2000	2002	2004	2006	2008	2009	Muutus 1990– 2009	Muutus 2008– 2009
NO <sub>x</sub>	16 866	14 630	12 628	12 097	11 858	11 352	10 212	9 374	–44%	–8.2%
NMVOC	17 164	13 553	11 031	10 309	9 690	9 027	8 301	7 761	–55%	–6.5%
SO <sub>x</sub>	25 425	16 766	10 348	9 658	8 640	7 831	6 365	5 015	–80%	–21.2%
NH <sub>3</sub>	5 131	4 327	4 204	4 053	3 985	3 896	3 829	3 775	–26%	–1.4%

Emissioonide kahanemisega Euroopas 1980ndatest aastatest on heas kooskõlas horisontaalse nähtavuse paranemine. Stjern *et al.* (2011) leidsid, et nn mustas kolmnurgas, varem väga saastunud piirkonnas, kus saavad kokku Saksamaa, Poola ja Tšehhi piir, on 1983–2008 keskmine horisontaalne nähtavus uduvabadel päevadel kasvanud 15 km võrra, 11 kilomeetrilt 27 kilomeetrini. Puhtama atmo-

sfääriga Euroopa piirkondades tõusis keskmine horisontaalne nähtavus uduvabadel päevadel samas ajavahemikus 2,5 km võrra (Stjern *et al.*, 2011).

Tartu aastakeskmiste läbipaistvuste graafik näitab 1932–1940 langevat trendi ja on seega kooskõlas Marmeri *et al.* (2007) väitega, et atmosfääri sulfaadisisaldus 20. sajandi esimesel poolel kasvas. Osaliselt on see läbipaistvuse langev trend tingitud 1936–1938. aastate suurtest metsatulekahjustest Venemaal. Mõju võis olla ka majanduse kiirel kasvul alates 1935–1936. aastast, mil saadi üle 1933. a majanduskriisist, sest kiirem aastakeskmise  $p_2$  kahanemine algab 1936. aastast. Teisalt selle väitega mingil määral kattub sõjaeelse perioodi väävlirikkam vulkaanipurse (Rabaul, 1937). Talvekeskmise atmosfääri läbipaistvus sõjaeelses Tartus siiski muutus vähe, mis näitab, et vulkaanilise ja antropogeense mõju summa sel ajal oli siiski üsna stabiilne. Siin tuleb arvestada, et sõjaeelsel ajal põhiline õhu saastaja Tartus oli küttekollete suits. Autosid oli veel vähe. Kuigi toidu valmistamiseks köeti ka suvel pliite, on kütmisest tingitud mõju õhu läbipaistvusele eriti tugev külmaladel talvekuudel.

Feodossias on läbipaistvus 1934–1945 pigem tõusva trendiga, siin on tõenäone, et tööstusettevõtted sõja ajal okupatsiooni tõttu seiskusid ning õhu antropogeenne saastamine vähenes. Feodossias pärast sõja lõppu, juba 1946. aastal, hakkab atmosfääri läbipaistvus kiiresti langema.

Läbipaistvuse langust (antropogeense mõju kasvu) 1950ndatest aastatest on märgata kõigil meie läbipaistvuste graafikutel. Vulkaanipursete seeria – Agung, Taal, Awu, Fernandina, Hekla – segab aastatel 1963–1970 antropogeense mõju täpsemat hindamist.

Kõige varem, juba 1970ndatel aastatel, hakkavad tõusma Moskva talvekeskmised läbipaistvused. Põhjus on ilmselt selles, et Moskva õhusaastest on suur osa kohalikku päritolu ning Moskva katlamajad ja koostootmisjaamad läksid tahketelt kütustelt üle gaasküttele. Moskva suvekeskmised läbipaistvused aga ei näita 1970ndatel veel tõusvat trendi, ilmselt elanike arvu kiire kasvu ja ka autostumise tõttu.

Feodossia talvekeskmiste läbipaistvuste väärtused 1970ndatel enam-vähem stabiliseeruvad. Ilmselt ka siin avaldab mõju üleminek kivisöega kütmiselt vedel- ja gaasküttele. Feodossia suvekeskmised läbipaistvused 1970ndatel on aga veel langeva trendiga.

Eesti atmosfääri suvekeskmised ja talvekeskmised väärtused on kuni 1980ndate aastateni samuti langeva trendiga. Läbipaistvuste graafikute järgi on raske täpselt määrata, millisel aastal 1980ndatest antropogeenne mõju Eestis ja Feodossias kõige tugevam oli, sest pursete seeria – St Helens, Alaid, El Chichón – annab graafikutel väga sügava ja kestva miinimumi. Jägeri ja Hofmanni (1991) andmetel El Chichóni purske mõju avaldub rohkem kui kolme aasta jooksul ja kestab Nevado del Ruizi (1985) purskeni. Alles aastaks 1987 on Nevado del Ruizi purskeproduktidest tekkinud aerosooliosakesed maha sadenenud (Jäger, Hofmann, 1991). Seega ei ole võimalik midagi kindlat väita antropogeensete aerosoolide mõju kohta aastatel 1980–1986. Aastakeskmise läbipaistvus 1988. aastast kuni 1990. aastani kasvab kõigis neljas jaamas, kuigi 1989. ja 1990. aastal põleb mets väga suurtel aladel.

Ilmselt toimub aastakeskmiste kasv antropogeensete saasteainete emissiooni kiire kahanemise tõttu (endiste sotsialistlike maade majanduste järsk langus poliitilistel põhjustel). Antropogeense mõju edasise kahanemise täpse käigu uurimist segab Pinatubo purske poolt 1991. a stratosfääri paisatud saaste. Pinatubo aerosoolid sadenevad umbes kolme aasta jooksul (Ramachandran *et al.*, 2007). Seega 1995. a peaks atmosfäär vulkaanilisest aerosoolist enam-vähem puhas olema.

Aastakeskmised läbipaistvused Eestis ja Moskvas saavutavad 1997. aastal tase- med, mida hilisematel aastatel märkimisväärselt ei ületata. Feodossias jõuab aasta- keskmise läbipaistvus 2003. aastal viimase 60 aasta tippväärtuseni, kuid jääb alla 1930ndate aastate nivoole. Aastaks 1997 on aastakeskmise atmosfääri läbipaistvus Tõraveres ja Tiirikojal jõudnud ligikaudu samale tasemele, mis oli Tartu linnas 1930ndatel aastatel.

Aastate 1997–2010 suvekeskmiste läbipaistvuste keskmised väärtused Tõra- veres (0,768) ja Tiirikojal (0,769) jäävad aga alla sõjaeelse mõõtmisperioodi esi- mese poole 1932–1936 Tartu suvekeskmiste läbipaistvuste keskmisele (0,777). Viimase 15 aasta Tõraveres ja Tiirikoja suvekeskmiste läbipaistvuste hulgas pole olnud nii kõrgeid väärtusi, kui olid 1933. ja 1935. a suvekeskmised läbipaistvused Tartu linnas. Läbipaistvuste tippväärtused nii enne kui ka pärast sõda on saavutatud ilmselt metsatulekahjustest ja vulkaanipursetest vähe mõjutatud suvedel, mil põhi- liseks atmosfääri saastajaks oli inimtegevus. Ajavahemikus 1997–2010 on vulkaa- nipursetest ja metsatulekahjustest vähe mõjutatud suved aastatel 1997, 2001 ja 2007, aga nende keskmised läbipaistvused jäävad sõjaeelsetele rekorditele alla. Seega suvel tänapäeva Tõraveres ja Tiirikojal on antropogeenne mõju läbipaist- vusele suurem kui Tartu linnas 1932–1936 suvedel. Kui arvestada seda, et me võt- sime suvise poolaasta kuudeks aprill–september, kui osal ajal veidi köetakse ahjusid, ja et söögi tegemiseks köeti pliite kogu suve, siis võime kindlalt väita, et üldine linnaväline õhusaaste foon Tartu ümbruses 1932–1936 pidi suvel olema madalam kui viimastel aastatel Tõraveres. Läbipaistvust sõjaeelsetel ajal Tartu linnas mõjutas foonilise saaste ja kohaliku, Tartu päritolu, saaste summaarne mõju ja kui see summaarne mõju suvedel 1932–1936 oli väiksem kui ainult fooniline mõju Tõraveres ja Tiirikojal suvedel 1997–2010, siis veel väiksem pidi olema ainult fooniline mõju 1932–1936. Seega Eestis suvel tänapäeval on antropogeense saas- tumise fooniline mõju tugevam kui suvedel 1932–1936.

Aastate 1997–2010 talvekeskmiste läbipaistvuste keskmised väärtused Tõra- veres (0,825) ja Tiirikojal (0,815) ületavad Tartu sõjaeelsete talvekeskmiste läbi- paistvuste keskmise (0,814). Ka talvekeskmiste läbipaistvuste tippväärtused Tõra- veres ja Tiirikojal 1997–2010 ületavad sõjaeelse Tartu talvekeskmiste tippväärtusi. See on ilmselt tingitud sellest, et Tartus talvisel poolaastal oli väga tugeva kütmise tõttu kohalik linna antropogeenne mõju läbipaistvusele palju kordi tugevam kui suvel.

Feodossias, kus mõõtmised on kogu aeg toimunud väljaspool linna, ei ole viimase 15 aasta jooksul suvekeskmiste, talvekeskmiste ning seetõttu loomulikult ka aastakeskmiste läbipaistvuste maksimaalsed väärtused saavutanud veel aastate 1935–1945 kõrgeimaid tasemeid. Ilmselt tänapäeval on seal aastaringselt antro-



pogeenne mõju läbipaistvusele suurem kui 1930ndatel ja 1940ndatel aastatel. Siiski näitab Feodossias aastakeskmise, eriti aga suvekeskmise läbipaistvuse 1997–2010 trendijoon tõusu, mis on kooskõlas emissioonide kahanemisega Euroopas.

See, et Krimmis aastaringelt ja suvel ka Eestis ei ole tänapäeval kordunud nii kõrged poolaasta-keskmiste läbipaistvuste tippväärtused nagu 1930ndatel ja 1940ndatel aastatel, võib olla tingitud sellest, et kui väävliühendite emissiooni osas on saavutatud pärast 1980ndate keskpaika väga tugev langus, ei ole teiste atmosfääri saastavate ainete emissioonid nii kiiresti langenud. Skeie *et al.* (2011) andmetel on atmosfääri sulfaadisisaldus Euroopas 2000. aastal tagasi 1950. aasta tasemel ning Vestrengi *et al.* (2007) andmetel 2004. aastaks langenud 1930ndate aastate tasemele, kuid lämmastikoksiidide emissioonid ei ole nii kiiresti kahanenud. Aastal 2005 on  $\text{NO}_2$  antropogeensed emissioonid Euroopas ligi kolm korda suuremad kui 1930ndatel aastatel (Vestreng *et al.*, 2009) ja kui võtta hinnanguliselt  $\text{NO}_2$  emissiooni 2005–2009 suhtelise kahanemise kiiruseks tabelis 4 esitatud  $\text{NO}_x$  suhtelise kahanemise kiirus, siis  $\text{NO}_2$  emissioon 2009. a pidi olema suurem kui 1930ndatel. Lämmastikoksiidide summaarne emissioon kahaneb pärast 1990. aastat, aga peenemõdulise nitraatse aerosooli kontsentratsioon Euroopas isegi kasvas ajavahemikus 1980–2000 (Skeie *et al.*, 2011). Mittermetaansete lenduvate orgaaniliste ühendite (NMVOC) emissioonid olid 2000. aastal 1930ndate aastate tasemetest üle kahe korra suuremad (Marmer *et al.*, 2007).

Hoolimata olulisemate antropogeensete saasteainete emissioonide pidevast vähenemisest Euroopas aastast 1990 kuni 2009 (tabel 4), ei näita atmosfääri aastakeskmiste integraalsete läbipaistvuste trendid Moskvast ega Eestis (keskmiselt) kasvu aastatel 1997–2010 (tabel 5).

**Tabel 5.** Läbipaistvuse  $p_2$  trendijoon tõus aasta kohta ajavahemikus 1997–2010.

**Table 5.** Slope of transparency  $p_2$ , per year, 1997–2010.

	Aastakeskmise	Suvekeskmise	Talvekeskmise
Tõraverre	–0,0001	0,0002	–0,0004
Tiirikoja	0,0001	0,0004	–0,0002
Moskva	–0,0016	–0,0020	–0,0011
Feodossia	0,0002	0,0008	–0,0003

Kui oletada, et Eesti ja Moskva atmosfääri aastakeskmiste läbipaistvuste trendijoonete mittetõusmise põhjuseks viimasel ajal on ainult metsatulekahjud Venemaal aastatel 2002, 2006, 2010, siis selle vastu räägib fakt, et ka atmosfääri talvekeskmised läbipaistvused mitte üheski vaatluse all olevas mõõtmiskohas ei näita pärast 1997. a tõusvat trendi. Vastupidi, talvekeskmiste (suvistest metsatulekahjust mittemõjutatud) läbipaistvuste trendid kõigis neljas kohas langevad. Viimaste, suhteliselt nõrkade vulkaanipursete Soufriere Hillsi (2006), Sarychev Peak (2009) ja Eyjafjallajökulli (2010) mõju on olnud lühiajaline ja piirdunud peamiselt suvise poolaastaga (Vernier *et al.*, 2010; Haywood *et al.*, 2010). Eyjafjallajökull ei pursanud 2010. a piisavalt kõrgele, et purskeprodukte oleks



olulisel määral sattunud stratosfääri. Seega ka vulkaanipursked ei saa talvekeskmiste läbipaistvuste langemise oluliseks põhjuseks lugeda.

Üks põhjus, et Eesti ja Moskva aastakeskmised ning talvekeskmised läbipaistvused ei näita 1997–2010 kasvavat trendi ning et Krimmis aastaringset, ja suvel ka Eestis, ei ole tänapäeval veel saavutatud nii kõrgeid poolaasta-keskmiste läbipaistvuste tippväärtusi kui 1930ndatel, võib olla tingitud ka teiste maailmajagude antropogeensete saasteainete levimisest Euroopasse. Kui Euroopa ja Põhja-Ameerika on antropogeense õhu saastamisega võitlemisel üsna edukad olnud, siis ei Hiinas ega Indias ei ole antropogeenne emissioon eriti vähenenud. Antropogeense õhusaaste emissioonide maht kogu maailmas on esitatud tabelis 6. Nagu näha, viimase kümnendi jooksul on mõnede saasteainete globaalne emissioon kasvanud, sealhulgas isegi vääveloksiidide emissioon.

**Tabel 6.** Globaalne antropogeensete emissioonide maht (Skeie *et al.*, 2011).

**Table 6.** Global anthropogenic emissions (Skeie *et al.*, 2011).

Aine	Ühik	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010
NO <sub>x</sub>	Tg N	10	11	14	18	25	32	37	37	37
VOC	Tg	7	7	9	15	22	28	31	29	31
SO <sub>2</sub> +SO <sub>4</sub>	Tg S	23	27	31	47	63	65	64	54	56
NH <sub>3</sub>	Tg N	14	14	18	21	27	36	44	40	44

Kaufmann *et al.* (2011) leidsid, et 2003–2007 Hiinas kivisöe tarbimine enam kui kahekordistus. Hiinas emiteeriti 2006. aastal antropogeenset SO<sub>2</sub> 31020 Gg (Fiedler *et al.*, 2009), Euroopa Liit–27 maades emiteeriti samal aastal antropogeenset päritolu vääveloksiidi kõiki modifikatsioone SO<sub>x</sub> ainult 7831 Gg. Ajavahemikus 2001–2006 kasvas Hiinas antropogeense SO<sub>2</sub> emissioon 1,36 korda (Fiedler *et al.*, 2009). Hiinas 1999–2003 keskmine aerosooli optiline paksus (AOD) veidi tõusis (Kun *et al.*, 2008). Ida-Hiinas AOD näitab ka veel 2000–2007 kasvavat trendi, eriti pärast 2005. a (He *et al.*, 2011).

Fiedler *et al.* (2009) on leidnud, et Ida-Aasiast pärit antropogeense vääveloksiidi poolest rikkad saasteainete pilved võivad jõuda Euroopasse. Fiedleri jt uuritud pilv tõusis Aasia mandri idaranniku lähedal ülemisse troposfääri, liikus üle Vaikse ookeani põhjaosa, üle Põhja-Ameerika ja üle Põhja-Atlandi Euroopasse. Pilv ulatus 3. mail 2006 Kanaari saartelt üle Briti saarte Norrasse. Ida-Aasia rannikult Euroopasse jõudis ta 7–8 päevaga. Selle aja jooksul gaasiline SO<sub>2</sub>, reageerides õhus oleva veeauruga, tekitas kõigepealt gaasilise väävelhappe, mis seejärel kondenseerus väävelhappe aerosooliks (Fiedler *et al.*, 2009).

Kui Eesti aastakeskmiste läbipaistvuste graafikuid vaadeldes paistab, nagu pärast 1997. aastat polekski antropogeensete saasteainete kontsentratsioon vähenenud, siis saasteainete emissioonide vähenemisega Euroopas on kooskõlas kitsaribalise aerosooli optilise paksuse (AOD<sub>550</sub>) kahanemine 2000–2009, mõõdetuna nii satelliidilt Terra (seadmetega MODIS ja MISR) kui ka maapinnalt AERONETi

jaamades (de Meij *et al.*, 2010). Aerosooli optilise paksuse trendid Euroopas 2000–2009 on esitatud tabelis 7.

**Tabel 7.** AOD trendid Euroopas 2000–2009 (de Meij *et al.*, 2010) mõõdetuna seadmetega MODIS (nivoo 3) ja MISR (nivoo 3) ning mõõdetuna AERONETi jaamades (nivoo 2).

**Table 7.** AOD trends in Europe 2000–2009 (de Meij *et al.*, 2010) measured by MODIS (Level 3), MISR (Level 3) and AERONET (Level 2).

	MODIS AOD550		MISR AOD555		AERONET		Mõõtmis- kohtade arv
	%	absoluutne	%	absoluutne	%	absoluutne	
Euroopa	–30	–0,060	–9	–0,014	–25	–0,054	17
Ida-Euroopa	–23	–0,047	–5	–0,008	–25	–0,056	4

MODIS, MISR ja AERONET näitavad ajavahemikus 2000–2009 langevat AOD trendi kõigis de Meij *et al.* (2010) poolt vaatluse alla võetud Euroopa mõõtmiskohtades, välja arvatud üks koht Türgis (kokku oli mõõtmiskohti 17).

Seda, miks integraalne läbipaistvus ei tõuse ajal, kui aerosooli optiline paksus kahaneb, peab täiendavalt uurima. Läbipaistvust mõjutab ka atmosfääri veeaurusisaldus. Võib-olla kiirguse aerosoolis nõrgenemise vähenemise kompenseerib veeaurus nõrgenemise kasv.

Teine vastuolu põhjus võib olla selles, et AOD on spektraalne,  $p_2$  aga laiaribaline suurus. Viimaste aastate  $p_2$  käiku Eestis võib-olla mõjutab ka otsekiirguse mõõtmismetoodika muutus

Valitsustevahelise kliimamuutuste rühma raport (IPCC, 2007) väidab, et atmosfääri keskmine veeaurusisaldus maapinna ja ookeanide kohal ning ülemises troposfääris on kasvanud alates 1980ndatest aastatest. See on kooskõlas kliima soojenemise teooriaga, sest soojem õhk võib sisaldada rohkem veeauru.

Wagner *et al.* (2011) leidsid, et Euroopa piirkonnas (40°N–60°N, 10°W–30°E), kuhu jäävad kõik neli meie poolt vaatluse alla võetud aktinomeetriaajaama, on sadestatava veeauru hulk ajavahemikus 1996–2010 kasvava trendiga ja kasvab selle aja jooksul umbes 10% võrra. Meie arvutused näitavad, et selline sadestatava veeauru kasv peaks keskmist integraalset läbipaistvust vähendama ligikaudu 0,002 võrra.

Aastal 2009 oli kogu maailmas majanduskriis. Euroopa Liidus majanduse kogutoodang langes sel aastal 4,3% (Eurostat) ja Venemaal 7,9% (Rosstat) võrreldes eelmise aastaga. Tabelist 4 on näha, et õhusaaste emissioonid Euroopa Liit–27 riikides seetõttu kahanesid palju rohkem kui eelnevatel aastatel. Vääveloksiidide emissioon kahanes ühe aastaga üle 21%. Lääne-Euroopa jaoks oli see sügavaim majanduskriis pärast Teist maailmasõda. Kõige tugevamini olid kriisist haaratud Ida-Euroopa riigid ja SRÜ Euroopa osa. Selle majanduskriisi ühtset ja tugevat mõju läbipaistvustele ei ilmne. Tartus ja Tõraveres läbipaistvus vastupidiselt eeldatavale kahaneb 2009. a. Küll aga on 2009. a aastakeskmise läbipaistvuse maksimum Moskvas. Feodossias aastakeskmise läbipaistvus veidi tõuseb. Ühtset läbipaistvuse kasvu pole märgata ilmselt seetõttu, et hoolimata majanduslangusest see

kriis ei olnud nii sügav kui 1990ndatel, mil plaanimajandus lagunes ja mindi üle turumajandusele. Tuleb arvestada ka sellega, et 2008. a toimus tootmine juba suhteliselt väheste emissioonidega ja eelpool toodud majanduse kahanemise protsendid ei anna absoluutväärtustes nii suurt emissioonide kahanemist, kui nad oleksid andnud varem.

Moskvas nii suvekeskmiste kui ka talvekeskmiste läbipaistvuste trendid 1997–2010 näitavad tugevat langust. Suurlinnas Moskvas võib läbipaistvuse languse põhjustajaks olla kohalik õhu saastamine, sest autode arv on väga järsult kasvanud. Kui 1990. a oli Moskvas autode arv 0,917 miljonit, siis 2000. a 2,637 miljonit ja 2010. a juba 3,89 miljonit ([http://www.ng.ru/economics/2010-07-15/4\\_auto.html](http://www.ng.ru/economics/2010-07-15/4_auto.html)). Aastatel 2005–2010 on autode arv Moskva piirkonnas kasvanud 45% võrra. Autode arv Moskvas ja Moskva oblastis kokku ulatus 7 miljonini (<http://news.rambler.ru/9158032/>). Moskva suvekeskmiste läbipaistvuste trendijoone tugevaks langetajaks on muidugi ka 2010. a laastavad metsatulekahjud Moskva ümbruses, mille mõju Eesti atmosfääri läbipaistvusele oli väga väike.

## 6. Kokkuvõte

Käesolevas töös on analüüsitud atmosfäärisamba läbipaistvust viimastel aastakümnetel Eestis, Moskvas ja Krimmis.

Pikemat aega arvati, et globaalset mõju atmosfääri läbipaistvusele avaldavad vaid suured vulkaanipursked. Nüüd on aga selgunud, et ka ulatuslike metsatulekahjude kohale moodustuvad kõrged suitsupilved, nn pürokumulonimbused (*PyroCb*), võivad kerkida troposfääri ülaossa, isegi stratosfääri, levida mandrilt mandrile ja põhjustada laialdastel aladel õhu läbipaistvuse kahanemist. Selliste suitsupilvede mõju tuleb igal konkreetsel juhul eraldi analüüsida, põgusalt on seda tehtud ka käesolevas artiklis. Põhitähelepanu pühendasime siiski antropogeensele saastele, mis kujundab õhu läbipaistvuse mitmeaastaseid trende.

Käesoleva uurimuse järeldused on järgmised.

1. Talvekeskmise atmosfääri läbipaistvus sõjajärgses Tartus muutus aastast aastasse vähe, mis näitab, et vulkaanilise ja antropogeense mõju summa sel ajal oli küllaltki stabiilne.
2. Tõraveres ja Tiirikojal suvedel 1997–2010 on õhu antropogeense saastumise mõju läbipaistvusele keskmiselt tugevam kui Tartu linnas suvedel 1932–1936.
3. Tõraveres ja Tiirikojal talvedel 1997–2010 on õhu antropogeense saastumise mõju läbipaistvusele keskmiselt väiksem kui Tartu linnas talvedel 1932–1940.
4. Alates 1950ndate aastate algusest kuni 1980ndate aastateni on atmosfääri antropogeense saastumise suurenemise tõttu atmosfääri läbipaistvuse pikaajaline trend Eestis langev. Ei ole võimalik määrata, millisel aastal täpselt oli antropogeense saastumise mõju läbipaistvusele kõige suurem, seda segab El Chichóni purske väga tugev mõju.

5. Antropogeense saastumise vähenemise tõttu atmosfääri läbipaistvuse pikaajaline trend Eestis on tõusev 1980ndatest aastatest kuni 1990ndate teise pooleni (läbipaistvus paraneb).
6. Ajavahemikus 1997–2010 Eesti aastakeskmiste integraalsete läbipaistvuste aegread ei näita selget trendi, kuid talvekeskmised läbipaistvused nii Eestis, Moskvast kui ka Feodossias on langeva trendiga. Kas selle põhjuseks on õhusaaste kandumine Euroopasse teistelt kontinentidelt, õhu niiskuse-sisalduse suurenemine, mõõtmismetoodika muutus või mingi muu põhjus, vajab täiendavat uurimist. On huvitav märkida, et antropogeense saaste emissioon Euroopas aastatel 1997–2009 järjekindlalt vähenes ja ka aerosooli kitsaribaline optiline paksus, AOD<sub>550</sub>, oli 2000–2009 langeva trendiga, viidates selles spektri piirkonnas atmosfääri puhastumisele.
7. Mereäärse Feodossia aastakeskmise läbipaistvus ei ole veel saavutanud sõjajärgset taset. Põhjus võib olla Musta mere laevanduse saastavas mõjus. See on ülemaailmne probleem, et laevanduses, erinevalt muust majandustegevusest, ei ole veel saasteainete emissioonide piiramisel suurt edu saavutatud, kuigi ka selles valdkonnas olukord paraneb. Seda kinnitab ka Feodossia aastakeskmiste läbipaistvuste trend 1997–2010, mis näitab tõusu.

## Tänuavaldused

Täname EMHI Tartu-Tõravere Meteoroloogiajaama ja Tiirikoja Järvejaama, Moskva Riikliku Ülikooli Meteoroloogia Observatooriumi ja Karadagi Geofüüsika Observatooriumi töötajaid. Tööd on toetatud ETF grandist 7347.

## Kirjandus

- Auvray, M., 2006. Long-range transport of pollution to Europe: origins, chemical and transport pathways, and impact on tropospheric composition. Thèse No 3561 pour l'obtention du grade de docteur ès sciences, Ecole Polytechnique Fédérale de Lausanne, [http://biblion.epfl.ch/EPFL/theses/2006/3561/EPFL\\_TH3561.pdf](http://biblion.epfl.ch/EPFL/theses/2006/3561/EPFL_TH3561.pdf).
- Barnaba, F., Angelini, F., Curci, G., Gobbi, G.P., 2011. An important fingerprint of wild-fires on the European aerosol load. *Atmos. Chem. Phys.*, 11, 10487–10501.
- Chiacchio, M., Ewen, T., Wild, M., Chin, M., Diehl, T., 2011. Decadal variability of aerosol optical depth in Europe and its relationship to the temporal shift of the North Atlantic Oscillation in the realm of dimming and brightening. *J. Geophys. Res.*, 116, D02108, doi:10.1029/2010JD014471.
- Fiedler, V., Arnold, F., Schlager, H., Dörnbrack, A., Pirjola, L., Stohl, A., 2009. East Asian SO<sub>2</sub> pollution plume over Europe – Part 2: Evolution and potential impact. *Atmos. Chem. Phys.*, 9, 4729–4745.
- Folini, D., Wild, M., 2011. Aerosol emissions and dimming/brightening in Europe: sensitivity studies with ECHAM5-HAM. *J. Geophys. Res.*, 116, D21104, doi:10.1029/2011JD016227.



- Fromm, M., Alfred, J., Hoppel, K., Hornstein, J., Bevilacqua, R., Shettle, E., Servranckx, R., Li, Z., Stocks B., 2000. Observations of boreal forest fire smoke in the stratosphere by POAM III, SAGE II, and lidar in 1998. *Geophys. Res. Lett.*, 27, 1407–1410.
- Fromm, M., Bevilacqua, R., Servranckx, R., Rosen, J., Thayer, J., Herman, J., Larko, D., 2005. Pyro-cumulonimbus injection of smoke to the stratosphere: observations and impact of a super blowup in northwestern Canada on 3–4 August 1998. *J. Geophys. Res.*, 110, D08205, doi:10.1029/2004JD005350.
- Fromm, M., Shettle, E.P., Fricke, K.H., Ritter, C., Trickl, T., Giehl, H., Gerding, M., Barnes, J.E., O'Neill, M., Massie, S.T., Blum, U., McDermid, I.S., Leblanc, T., Deshler, T., 2008. Stratospheric impact of the Chisholm pyrocumulonimbus eruption: 2. Vertical profile perspective. *J. Geophys. Res.*, 113, D08203, doi:10.1029/2007JD009147.
- Fromm, M., Lindsey, D.T., Servranckx, R., Yue, G., Trickl, T., Sica, R., Doucet, P., Godin-Beekmann, S., 2010. Smoke in the stratosphere: the untold story of pyrocumulonimbus. *Bull. Amer. Meteorol. Soc.*, 91, 1193–1209.
- Grainger, R.G., Highwood, E.J., 2003. Changes in stratospheric composition, chemistry, radiation and climate caused by volcanic eruptions. Geological Society, London, Special Publications, 213, 329–347, doi: 10.1144/GSL.SP.2003.213.01.20.
- Haywood, J.M., Jones, A., Clarisse, L., Bourassa, A., Barnes, J., Telford, P., Bellouin, N., Boucher, O., Agnew, P., Clerbaux, C., Coheur, P., Degenstein, D., Braesicke, P., 2010. Observations of the eruption of the Sarychev volcano and simulations using the HadGEM2 climate model. *J. Geophys. Res.*, 115, D21212, doi:10.1029/2010JD014447.
- He, Q., Li, C., Geng, F., Lei, Y., Li, Y., Tie, X., Yin Q., 2011. Study on long-term aerosol distribution over the land of East China using MODIS data. *Atmos. Chem. Phys. Discuss.*, 11, 10485–10523.
- Jäger, H., Hofmann, D., 1991. Midlatitude lidar backscatter to mass, area, and extinction conversion model based on in situ aerosol measurements from 1980 to 1987. *Appl. Opt.*, 30, 127–138.
- Kaufmann, R.K., Kauppi, H., Mann, M.L., Stock, J.H., 2011. Reconciling anthropogenic climate change with observed temperature 1998–2008. *Proc. Natl. Acad. Sci. USA*. Published online before print, doi: 10.1073/pnas.1102467108.
- Kun, Y., Zhao-bo, S., Dong-hong, N., 2008. Characteristics of Atmospheric Aerosol Optical Depth over China during 1999–2003. *Journal of Nanjing Institute of Meteorology*, Abstract, 2008-01, [http://en.cnki.com.cn/Article\\_en/CJFDTOTAL-NJQX200801012.htm](http://en.cnki.com.cn/Article_en/CJFDTOTAL-NJQX200801012.htm).
- Malahov, O., 2008. Hronika Moskovskoj mgly letom 2002. g. Arhivy pogody, Meteoweb 23.12.2008.
- Marner, E., Langmann, B., Fagerli, H., Vestreng, V., 2007. Direct shortwave radiative forcing of sulfate aerosol over Europe from 1900 to 2000. *J. Geophys. Res.*, 112, D23S17, doi:10.1029/2006JD008037.
- de Meij, A., Pozzer, A., Lelieveld, J., 2010. Global and regional trends in aerosol optical depth based on remote sensing products and pollutant emission estimates between 2000 and 2009. 2010. *Atmos. Chem. Phys. Discuss.*, 10, 30731–30776.
- Ohvri, H., Okulov, O., Teral, H., Teral, K., 1999. The atmospheric integral transparency coefficient and the Forbes effect. *Sol. Energy*, 66, 305–317.
- Ohvri, H., Teral, H., Neiman, L., Kannel, M., Uustare, M., Tee, M., Russak, V., Okulov, O., Jõeveer, A., Kallis, A., Ohvri, T., Terez, E. I., Terez, G. A., Gushchin, G. K., Abakumova, G. M., Gorbarenko, E. V., Tsvetkov, A. V., Laulainen, N., 2009. Global

- dimming and brightening versus atmospheric column transparency, Europe, 1906–2007. *J. Geophys. Res.*, 114, D00D12, doi:10.1029/2008JD010644.
- Petzold, A., Weinzierl, B., Huntrieser, H., Stohl, A., Real, E., Cozic, J., Fiebig, M., Hendricks, J., Lauer, A., Law, K., Roiger, A., Schlager, H., Weingartner E., 2007. Perturbation of the European free troposphere aerosol by North American forest fire plumes during the ICARTT-ITOP Experiment in summer 2004. 2007. *Atmos. Chem. Phys. Discuss.*, 7, 4925–4979.
- Ramachandran, S., Jayaraman, A., Sitaram, B. R., 1997. A model study on the decay of volcanic aerosol layer and verification with Pinatubo and El Chichon data. *Journal of Earth System Science*, 106, 157–167.
- Skeie, R.B., Berntsen, T.K., Myhre, G., Tanaka, K., Kvalevag, M.M., Hoyle, C.R., 2011. Anthropogenic radiative forcing time series from pre-industrial times until 2010. *Atmos. Chem. Phys. Discuss.*, 11, 22545–22617.
- Solovyov, D., 2010. Russia longs for breather in fierce heatwave. *Kyiv Post*, July 13, 2010.
- Sparks, S., Self, S., Pyle, D., Oppenheimer, C., Rymer, H., Grattan, J., 2005. Super-eruptions: global effects and future threats. Report of a Geological Society of London Working Group, 2nd (print) Edn.. <http://www.geolsoc.org.uk/gsl/education/resources/page2967.html>.
- Stern, D., I., 2005. Global sulfur emissions from 1850 to 2000. *Chemosphere*, 58, 163–175.
- Stjern, C.W., Stohl, A., Kristjánsson, J.E., 2011 Have aerosols affected trends in visibility and precipitation in Europe? *J. Geophys. Res.*, 116, D02212, doi:10.1029/2010JD014603.
- Stohl, A., Forster, C., Eckhardt, S., Spichtinger, N., Huntrieser, H., Heland, J., Schlager, H., Wilhelm, S., Arnold, F., Cooper, O., 2003. A backward modeling study of inter-continental pollution transport using aircraft measurements. *J. Geophys. Res.*, 108(D12), 4370, doi:10.1029/2002JD002862.
- Uustare, M., 2005. Tõraverre saabuva õhu päritolu kõige sumedamatel ja kõige selgematel päevadel 2002. aasta suvel. *Bakalaurusetöö*. Tartu, Tartu Ülikooli Füüsika Instituut.
- Vestreng, V., Myhre, G., Fagerli, H., Reis, S., Tarrason L., 2007. Twenty-five years of continuous sulphur dioxide emission reduction in Europe. *Atmos. Chem. Phys.*, 7, 3663–3681.
- Vestreng, V., Ntziachristos, L., Semb, A., Reis, S., Isaksen, I.S.A., Tarrason L., 2009. Evolution of NO<sub>x</sub> emissions in Europe with focus on road transport control measures. *Atmos. Chem. Phys.*, 9, 1503–1520.
- Wagner, T., Beirle, S., Loyola, D., Mies, K., Slijkhuis, S., 2011. Retrieval of total precipitable water from GOME-1, SCIAMACHY and GOME-2. The ESA DUE GlobVapour Project News Archive, <http://www.globvapour.info/newsarchive.html>.
- Yaroshenko, A., 2010. Russia burns: an update. *Open Democracy Russia*, Post-Soviet world, <http://www.opendemocracy.net/alexei-yaroshenko/russia-burns-update>.
- European Union emission inventory report 1990–2009. <http://www.eea.europa.eu/publications/eu-emission-inventory-report-1990-2009>.
- National Forestry Database, 2010. [http://nfdp.ccfm.org/fires/national\\_e.php](http://nfdp.ccfm.org/fires/national_e.php).
- National Interagency Fire Center, 2010. [http://www.nifc.gov/fire\\_info/fires\\_acres.htm](http://www.nifc.gov/fire_info/fires_acres.htm).
- IPCC SPM, 2007, <http://www.ipcc.ch/pdf/assessment-report/ar4/wgl/ar4-wgl-spm.pdf>.

## **Anthropogenic impact on the atmospheric transparency in Estonia during 1932–2010**

Lennart Neiman, Hanno Ohvril  
University of Tartu, Institute of Physics

Viivi Russak

Tartu Observatory

Ain Kallis, Oleg Okulov

Estonian Meteorological and Hydrological Institute

Ekaterina Gorbarenko

Moscow State University

Edward Terez, Galina Terez

Simferopol University

### **Summary**

In this research the main analyzed parameter was the atmospheric integral column transparency coefficient (AITC,  $p_2$ ). We compiled multiannual time series of AITC for four different locations: (1) Tõravere; (2) Tiirikoja; (3) Moscow; (4) Feodosiya.

Annual means of column transparency are mainly affected by three factors:

1. strong volcanic eruptions which lead to an abrupt decrease in transparency and whose effect on broadband direct irradiance can be detected up to 2 or even 3 years after the eruption;
2. smoke and heat from wildfires which are capable of creating towering *pyrocumulonimbus* clouds and injecting biomass-burning emissions into the lower stratosphere, therefore, smoke can be transported to distances exceeding thousands of kilometres;
3. human-induced aerosol emissions from burning of fossil fuels which cause multiannual smooth changes in transparency.

With respect to Moscow, there are also typical urban impacts which make column transparency more variable.

In Feodosiya and in Estonia, during summers, the high column clarity of the beginning of the 1930s is not yet entirely achieved.

In 1997–2010 there was no uptrend in the yearly AITC in Estonia and Moscow, although observations of MODIS, MISR and AERONET show a negative AOD trend in Europe between 2000–2009. Emissions of  $SO_x$ ,  $NO_x$  and other criteria pollutants in Europe were also decreasing from 1990 till 2009.

An inventory of wildfires for the Russian territory and North-America was compiled and presented which can be used in further atmospheric investigations.

## **Õhusamba niiskussisalduse erinevate määramisviiside võrdlus**

Hannes Keernik<sup>1</sup>, Hanno Ohvril<sup>1</sup>, Erko Jakobson<sup>1,2</sup>,  
Kalev Rannat<sup>3</sup>, Andres Luhamaa<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Tartu Ülikooli Füüsika Instituut

<sup>2</sup>Tartu Observatoorium

<sup>3</sup>Tallinna Tehnikaülikooli Automaatikainstituut

### **1. Sissejuhatus**

Veeaur on osa Maa hüdroloogilisest tsüklist. Kuigi atmosfääris sisaldub vaid 0,001% planetaarsest vee koguhulgast (Gleick, 1996), on veeaur keskne lisandgaas. Veeaur on peamine kasvuhoonegaas ja latentse soojuse kandja, mis osaleb atmosfääris paljudes keemilistes reaktsioonides. Niiskuse kogust kirjeldavad aegread ja andmed ruumilisest jaotusest on eelduseks atmosfääriprotsesside mõistmisel.

Atmosfääri niiskussisaldust kirjeldavad mitmed karakteristikud. Antud töös pööratakse tähelepanu sadestatavale veeaurule,  $W$ , mis näitab, kui suur oleks veekihi paksus pinnaühikul, kui antud pinna kohal olevas atmosfäärisambas olev veeaur kondenseerida. Sadestatava veeauru põhiühikuks on  $\text{kg/m}^2$ , mis on samaväärne veekihi paksusega (mm). Veeauru kogust ühikulise ristlõikega atmosfäärisambas, mis ulatub maapinnast atmosfääri ülapiirini, arvutatakse absoluutse niiskuse  $a$  integreerimisega kõrguse  $z$  järgi

$$W = \int_0^{\infty} a(z) dz \quad (1)$$

Õhusamba niiskussisalduse kaudu on võimalik uurida ka atmosfääri optilist tihedust ja kiirgusvooge, korrigeerida satelliidikujutisi ning GPS-infot.

Käesoleva töö eesmärgiks on võrrelda ning leida seosed nelja  $W$  määramise meetodi vahel: GPS, AERONET, HIRLAM ning raadiosondeerimine.

### **2. Õhusamba niiskussisalduse määramismeetodite kirjeldus**

Kuni 1990ndate aastateni oli õhusamba niiskussisalduse määramise praktiliselt ainukeseks vahendiks raadiosond. Tulenevalt raadiosondide suurest maksumusest, on nende üleslaskmise kohtade arv väike ja mõõtmisi tehakse harva (enamjuhtudel 1–2 korda ööpäevas). Meetodi eeliseks on samaaegne info saamine tuule ja temperatuuri kohta terves vertikaalulatuses. Raadiosondiga mõõdetud  $W$  suhteliseks



täpsuseks usaldusnivool 95% on hinnatud 8% (Jakobson, 2009). Sadestatava veeauru planetaarse keskmise väärtuse  $W = 25$  mm puhul on laiendmääramatus seega 2 mm.

Alates 1990ndatest aastatest on  $W$  määramiseks lisandunud uusi viise, näiteks radiomeetiline, spektrometiline ja GPS-meetod. Päikese spektrometrid mõõdavad otsekiirguse neeldumist. Alates 3. juunist 2002 töötab Tõraveres AERONET (AErosol RObotic NETwork, NASA, USA) täisautomaatne fotomeeter CIMEL 318A. See on ilmastikukindel mõõteriist, mis reguleerib enda suunda täpsusega  $0.05^\circ$ . Päikese otsekiirguse mõõtmise standardlainepikkusi on kaheksa: 340 nm, 380 nm, 440 nm, 500 nm, 675 nm, 870 nm, 940 nm ja 1020 nm. Sadestatava veeauru väärtused arvutatakse, tuginedes selle seadme otsekiirguse mõõtmistele lainepikkusel 940 nm (AERONET, 2011). On leitud, et  $W$  määramatus on  $<12\%$  (Holben *et al.*, 1998).

Fotomeetri teostatavate mõõtmiste tulemused on kättesaadavad AERONET'i koduleheküljel kolmel kvaliteeditasemel: *Level* 1.0 (kontrollimata andmed), *Level* 1.5 (välja selekteeritud pilvised juhud) ning *Level* 2.0 (järelkaliibritud, välja selekteeritud pilvised juhud, visuaalselt järelkontrollitud).

*Global Positioning System* (GPS) on ülemaailmne asukohamääramise süsteem, mis loodi 1970ndatel aastatel Ameerika Ühendriikide Kaitseministeeriumi poolt. Kuigi algselt oli GPS mõeldud militaarse navigeerimise ja positsioneerimise hõlbustamiseks, on see praeguseks leidnud rakendust näiteks geodeesias, vulkanoloogias, okeanograafias, liustike uurimisel ning navigeerimisel tavakasutuses. Hetkeseisuga (9. november 2011) on orbiidil 28 töökorras olevat GPS-satelliiti (AGI, 2011), mis tiirlevad ümber Maa 20 200 km kõrgusel. Satelliidid kasutavad kahte kandjasagedust: 1575,42 MHz (L1 signaal) ja 1227,60 MHz (L2 signaal) (Troller, 2004).

Atmosfäär mõjutab GPS-signaali terves ulatuses selle levimisel saatjast vastuvõtjani. Atmosfääri ülaosa, ionosfäär, on raadiolaineid hajutav. Raadiolainete hajumine sõltub hajutavate osakeste suurusest ja keskkonda läbiva signaali lainepikkusest. Ionosfääri efekti saab kõrvaldada, kasutades mõõtmiseks kahte erinevat lainepikkust. Atmosfääri alumisest osast, troposfäärist, tingitud signaali hiline mine on aga kandjasagedusest sõltumatu. Troposfäärist tulenev koguhilinemine (*zenith total delay* — ZTD) koosneb kahest komponendist: seniidi hüdrostaatilise hilinemisest (*zenith hydrostatic delay* — ZHD) ja seniidi märghilinemisest (*zenith wet delay* — ZWD). Neist esimene on põhjustatud muutuvast maapealsest õhurõhust, teine atmosfääris olevast veeaurust ning sademetest

$$ZTD = ZHD + ZWD. \quad (2)$$

Seniidi hüdrostaatilise hilinemise osakaal koguhilinemisest on ligikaudu 90% ning märgkomponendi osakaal on 10%. Tüüpiliselt moodustab vedelas faasis olev vesi kogu atmosfäärisamba niiskussisaldusest vaid 1% (Tregoning *et al.*, 1998) ning seetõttu võib selle efekti jätta kõrvale. Hilinemise märgkomponendi väärtus võib varieeruda mõnest millimeetrist kõrbealadel enam kui 350 millimeetriti niiskes

troopikas (Duan *et al.*, 1996). Tingituna refraktsioonist hilineb GPS-signaal võrreldes levimisega vaakumis lisaks keskkonna tiheduse tõttu ka trajektoori kõveruse pärast. Lisateekonna läbimisel on signaali hiline mine sõltuv langemisenurgast: langemisenurga  $5^\circ$  horisondist korral hilineb raadiolaine ligikaudu 100 mm,  $15^\circ$  korral vaid 1 mm ning seniidis ei ole paindumise efekt enam täheldatav. Et arvutusi lihtsustada, jäetakse tavaliselt paindumisest tulenev hiline mine arvestamata (Troller, 2004).

Seniidi hüdrostaatiline hiline mine on ajas vähemuutlik ning hästi määratav, mida võimaldavad täpsed maapealse õhurõhu mõõtmised. Seda on võimalik määrata 1-mm täpsusega, kui maapealse õhurõhu mõõtmiste täpsus on vähemalt 0,3 hPa, ZWD on aga ajas väga muutuv (Mendes *et al.*, 2000).

Signaali koguhilinemise märgkomponendi kaudu arvutatavat  $W$  väärtust saab kirjeldada valemiga

$$W = \Pi \times \text{ZWD}, \quad (3)$$

kus abisuuruse  $\Pi$  täpne väärtus sõltub vee tihedusest ja atmosfääri keskmisest temperatuurist, mis on tugevas seoses maapinna temperatuuriga. Tuginedes ajas keskmistatud maapinna temperatuurile 275 K, mille leidsid Emardson ja Derks (1999; viidatud Cucurull *et al.*, 2000), analüüsides enam kui 120000 raadio-sondeerimist Euroopa 38-st üleslennutamise punktist, on  $\Pi$  väärtus ligikaudu 0,15.

GPS võimaldab  $W$  väärtuste leidmist olemasolevatest meetoditest kõige parema ajalise ja ruumilise katvusega. GPS-meetodiga saadud  $W$  väärtuste ebatäpsused on tingitud vigadest, mis on põhjustatud saatjast (ebatäpsed orbitaalparameetrid), vastuvõtjast (ebatäpne kell) ning maapealse õhurõhu määramise ebatäpsusest (Tregoning *et al.*, 1998; Hagemann *et al.*, 2002; Troller, 2004). Meetodi täpsus  $W$  hindamisel on pisut enam kui 1 mm (Tregoning *et al.*, 1998; Jakobson *et al.*, 2009).

Üha enam kasutatakse ilmaennustamise abivahendina numbrilisi atmosfäärimudeleid, milles hüdrodünaamika võrrandeid lahendatakse numbriliselt. Antud töös kasutatakse modelleerimise ühe väljundina arvutatud vastavate õhukihtide keskmisi eriniiskuse väärtusi, mis on saadud ennustusmodeli HIRLAM (*High Resolution Limited Area Model*) abil. Rahvusvahelise koostööprojekti HIRLAM eesmärgiks on piiratud ala ilmaennustusmodeli arendamine. Eesti Meteoroloogia ja Hüdroloogia Instituudis (EMHI) töötab operatiivne mudel alates 2003. aastast (Männik, 2006).

Mudelil on kaks analüüsi piirkonda. Suure mudeli, ETA II võrgusammu pikkuseks on 11,1 km, vertikaalis on 60 kihti, võrgustikul paikneb  $366 \times 280$  punkti. See mudel on EMHI peamine lühiajaliste prognooside operatiivmudel. Väikese mudeli, ETB II võrgusammu pikkuseks on 3,3 km, võrgustikul paikneb  $306 \times 306$  punkti. Sellel mudelil katsetatakse HIRLAM-i uusimaid arendusi, mis on mõeldud kasutamiseks ülisuurtel lahutustel (EMHI, 2011). Antud töös kasutati suure mudeli, ETA II integreerimispiirkonda. Ennustusmudel HIRLAM kasutab prognooside tegemiseks maapealseid meteojaamade ning raadiosondide mõõtmisi, andmeid lennukitelt, laevadelt ning merepoidelt (Cucurull *et al.*, 2000). Ääreväljad saadakse

ECMWF-ist (*European Centre for Medium-Range Weather Forecasts*) ja Soome Meteoroloogiasinstituudist (FMI). Mudeli arvutatud  $W$  määramatuseks usaldusnivool 95% on ligikaudu 2 mm (Cucurull *et al.*, 2000).

### 3. Õhusamba niiskussisalduse andmete kogumine ja töötlemine

Antud töös viidi erinevate meetoditega saadud Tõraveres  $W$  väärtuste võrdlus läbi kahel perioodil. Neist esimesel, 22.06 – 07.11.2008, kõrvutati ligi viie kuu GPSi, AERONETi ning HIRLAMi sadestatava veeauru andmeid. Perioodi alguse määras antud ajahetkel GPSi andmete kättesaadavus, lõpu määrasid 2008. aasta AERONETi viimased Päikese otsekiirguse mõõtmised Tõraveres.

GPS mõõtmisandmed saadi Eesti Maa-ametist. Mõõtmised toimusid 30-sekundilise ajasammuga. Kuna rahvusvaheline praktika  $W$  esitamisel ning kasutamisel on valdavalt ühetunnine ajasamm, keskmistati tulemused. Tunnikeskmiste  $W$  väärtuste arvutamisel on kasutatud üheksat naabruses asuvat GPS-jaama, mille ZTD väärtusi võeti Tõraveres jaama jaoks arvesse. Kokku oli kasutada 3264  $W$  tunnikeskmist väärtust, mõõdetuna 135 päeval.

Päikese fotomeetri AERONET mõõtmised eeldavad pilvevaba päikeseketta olemasolu, millest tingituna on  $W$ (AERONET) mõõtmisagedus ebahühtlane (antud perioodi lühim ajaintervall 2 minutit, pikim 14 päeva). Võrdluseks teiste meetoditega oli kasutada fotomeetri andmebaasist 69 päeval toimunud 1077 üksikmõõtmist (*Level 2.0*).

HIRLAM suure mudeli, ETA II 54-tunnised ennustused tehakse neli korda ööpäevas algusaegadega 00, 06, 12 ja 18 UTC. Prognoosi väljatrüki sagedus on üks tund, andmed arhiveeritakse kolmetunnise intervalliga. Töös oli kasutada 1105 sadestatava veeauru kolme tunni keskmist väärtust 138 päeva kohta. Kui võimalik, kasutati mudeli algväärtustamisel saadud sadestatava veeauru väärtusi, kuna need kirjeldavad atmosfääri hetkeseisundit kõige paremini. Vahepealsete ajahetkede  $W$  väärtuste leidmiseks kasutati võimalikult lühikest prognoosi (tavaliselt kolm tundi). Leidus 53 juhtumit, mille puhul on arvesse võetud pikemat prognoosi kuna lühemat prognoosi ei olnud saadaval. Tüüpilisteks põhjusteks on ääreväljade ja mõõtmiste failide puudumine, mille edastavad EMHI-le vastavalt ECMWF ja FMI. Samuti on esinenud üksikuid tehnilisi probleeme EMHI klasterarvutiga.

Teisel võrdlusperioodil, 10.08.2010 00 UTC – 12.08.2010 00 UTC, oli kasutada lisaks  $W$ (GPS),  $W$ (AERONET) *Level 1.5* ja  $W$ (HIRLAM) andmetele ka raadiosondi mõõtmistulemusi. Tõraveres teostati raadiosondeerimisi kolme tunni tagant, kokku 17. Selleks kasutati Saksamaal toodetud GRAW sondi DFM-06, mis mõõtis, tõustes kuni 36 kilomeetri kõrgusele, õhurõhku, suhtelist niiskust, temperatuuri, tuule suunda ja kiirust iga sekundi tagant. Sadestatava veeauru väärtused saadi absoluutse niiskuse integreerimisel kõrguse järgi. Sondi täpsus tootja andmetel on suhtelise õhuniiskuse mõõtmisel <5%.

Et võrrelda erinevaid meetodeid, oli tarvilik esitada  $W$  väärtused sama ajahetke jaoks. Andmete lineaarseks interpoleerimiseks kasutati Microsoft EXCELi funktsiooni VLOOKUP. Võrreldes AERONET andmeid, interpoleeriti teiste meetodite

(GPS, HIRLAM, raadiosond) kaudu saadud  $W$  väärtusi. Raadiosondi, HIRLAM ja GPS andmete võrdlemisel kasutati  $W$  väärtusi kolmetunnise intervalliga (00, 03, 06, jne), sest selline oli lühim ajavahemik, mil andmebaasis olid olemas sama hetke jaoks mõõtmised ning mudelarvutused. Käesolevas töös on meetodite erinevuste hajuvuse hindamiseks kasutatud ruutkeskmist hälvet, RMSD, järgneva valemi alusel

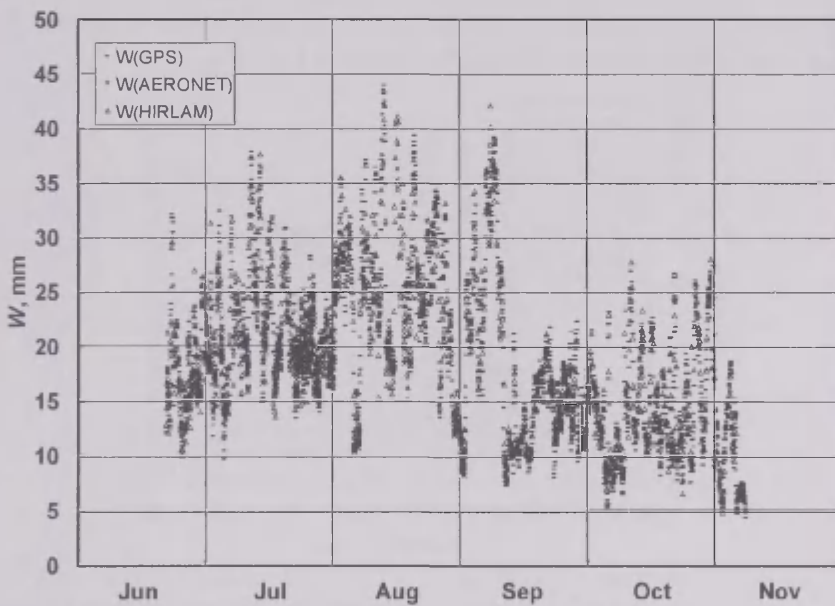
$$\text{RMSD} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (W_{\text{meetod1}} - W_{\text{meetod2}})^2}{N}}, \quad (4)$$

kus  $N$  on vaadeldava perioodi  $W$  üksikväärtuste arv.

## 4. Metodoloogia ja tulemused

### 4.1. Esimene võrdlusperiood Tõraveres 22. juuni 2008 – 7. november 2008

Joonisel 1 paiknevad  $W$  üksikväärtused perioodil 22.06.2008 – 07.11.2008, mis on saadud GPS, AERONET ning HIRLAM andmetest.



**Joon. 1.** Kolme meetodi  $W$  väärtused Tõraveres perioodil 22.06.2008 – 07.11.2008. Punkti arv: GPS – 3264; AERONET – 1077; HIRLAM – 1105.

**Fig. 1.** Values of precipitable water  $W$ , estimated by three methods in Tõravere during the period from 22.06.2008 to 07.11.2008. Number of points: GPS – 3264; AERONET – 1077; HIRLAM – 1105.



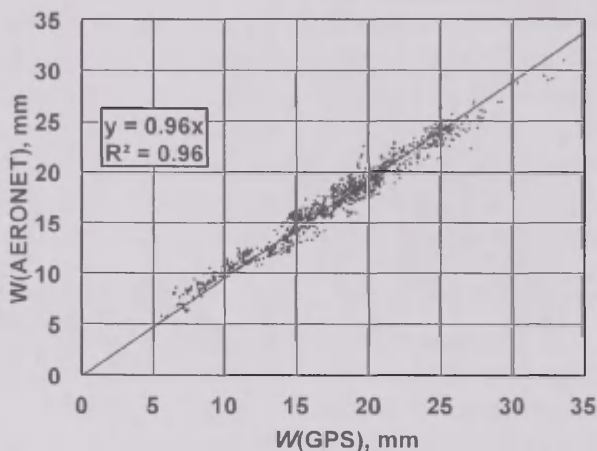
Kuigi antud töö eesmärgiks ei ole uurida  $W$  sesoonset muutlikkust, ilmneb jooniselt 1, et suvekuudel (juuni, juuli, august) on  $W$  väärtused ligikaudu 10 mm kõrgemad, kui kolmel järgneval kuul. Üleminek suviselt õhult sügisesele toimus septembri keskel. Kõige kõrgema  $W$  väärtusena registreeris GPS 13. augustil 08 UTC 44,0 mm. Eesti senine  $W$  maksimumväärtus, 42,8 mm, on mõõdetud 30. juulil 1993. aastal sondiga Harkus. Kasutades NOAA (*National Oceanic and Atmospheric Administration*) HYSPLIT mudelit (*Hybrid Single Particle Lagrangian Integrated Trajectory Model*) selgus, et meie laiuskraadile jõudis sel ajal õhk, mis oli eelnevalt soojenenud Hispaania, Prantsusmaa ja Balkani poolsaare kohal. HIRLAMi niiskusprofiilidest saadud tulemuste põhjal paiknes erakordselt niiske õhk ligikaudu 800–600 hPa juures (1,5–4 km kõrgusel maapinnast).

Kolme meetodi tulemustest kõige väiksema  $W$  väärtuse, 4,3 mm, registreeris GPS vaadeldava perioodi viimasel päeval, 07. novembril kell 23 UTC.

Perioodi 22.06.2008 – 07.11.2008 kohta koostati kolme meetodi vahelist sõltuvust kirjeldavad joonised. Meetodite võrdlemisel kasutati lineaarset seost, mis läbis nullpunkti. Nagu selgub jooniselt 2, sobib AERONET Päikese fotomeetri ja sama ajahetke jaoks lineaarse interpoleerimise teel leitud GPS sadestatava veeauru väärtuste seost kirjeldama võrrand

$$W(\text{AERONET}) = 0,96 W(\text{GPS}) \quad (5)$$

kus determinatsioonikoefitsient  $R^2 = 0,96$ ,  $\text{RMSD} = 1,2$  mm.



Joon. 2. Sadestatava veeauru  $W(\text{AERONET})$  seos  $W(\text{GPS})$  väärtustega Tõraveres ajavahe- mikul 22.06.2008 – 07.11.2008 (1038 punkti, 69 päeva). Kõrvalekalded nullpunkti läbivast trendijoonest ilmnevad enim  $W$  väärtustel <12 mm ja >25 mm.

Fig. 2. Comparison of  $W$  retrieved by AERONET and GPS data recorded in Tõravere, 22.06.2008 – 07.11.2008 (1038 points, 69 days). The deviation of data from the trendline, which represents the linear fit through zero, becomes evident at values below 12 mm and above 25 mm.

Samalt joonisel ilmneb, et kahe meetodi vahelised  $W$  erinevused on visuaalsel hindamisel eriti märgatavad  $<12$  mm juures, kus AERONET annab GPS-ist suuremaid väärtusi,  $>25$  mm puhul vastupidi. Seose lähemaks analüüsiks on sobiv vaadelda kahe meetodi  $W$  väärtuste erinevuste histogrammi (joonis 3). Ilmneb, et  $W(\text{GPS})$  väärtused on keskmiselt 0,5 mm suuremad kui  $W(\text{AERONET})$ .

Sarnasele võrdlustulemuseni on AERONET'i meeskonnast jõudnud Smirnov *et al.* (2004), saades  $W(\text{AERONET})$  ja  $W(\text{GPS})$  vaheliseks seoseks

$$W(\text{AERONET}) = 0,92 W(\text{GPS}) + 1,5 \text{ mm}, \quad (6)$$

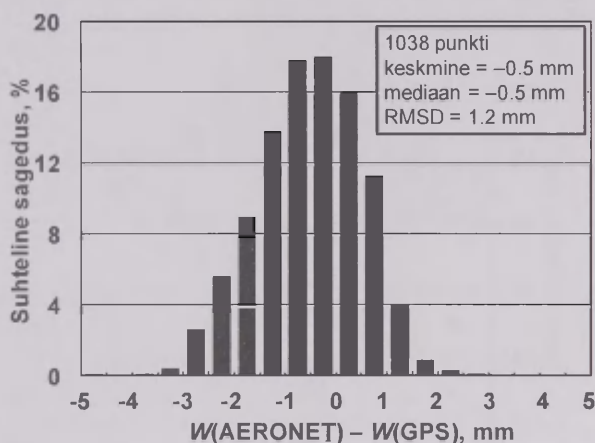
kus determinatsioonikoefitsient  $R^2 = 0,98$ .

Sadestatava veeauru  $W(\text{AERONET})$  ja  $W(\text{GPS})$  väärtusi on võrrelnud ka Clémer *et al.* (2008)

$$W(\text{AERONET}) = 0,82 W(\text{GPS}) + 2,7 \text{ mm}, \quad (7)$$

kus determinatsioonikoefitsient  $R^2 = 0,92$ .

Kui kaotada mõlemast valemist vabaliige, kasvaks sirge tõusu väärtus ning nullpunkti läbivast trendist ilmneks punktipaaride kõrvalekalle sarnaste  $W$  väärtuste puhul kui käesolevas töös. Nii osutuks  $W(\text{AERONET})$  ülehinnatuks võrdlemisi väikeste  $W$  väärtuste korral ning alahinnatuks suhteliselt kõrgete  $W$  väärtuste juures.



Joon. 3. Sadestatava veeauru  $W(\text{AERONET})$  ja  $W(\text{GPS})$  väärtuste vahet kirjeldav histogramm Tõraveres, 22.06.2008 – 07.11.2008.

Fig. 3. Histogram of the differences between AERONET and GPS measured  $W$  values in Tõravere, 22.06.2008 – 07.11.2008.

Kõrvutades  $W(\text{AERONET})-W(\text{GPS})$  vahelist seost  $W(\text{AERONET})-W(\text{HIRLAM})$  punktupaaridega (joonis 4), on viimasel juhul märgata punktide suuremat hajumist. Seda kinnitab joonisel 5 kõrgem ruutkeskmise hälbe väärtus ( $\text{RMSD} = 1,8$  mm),

mis ühtlasi viitab HIRLAMi kui mudeli puudusele kajastada  $W$  muutlikkust sama täpselt kui GPS.

Seost kirjeldab võrrand

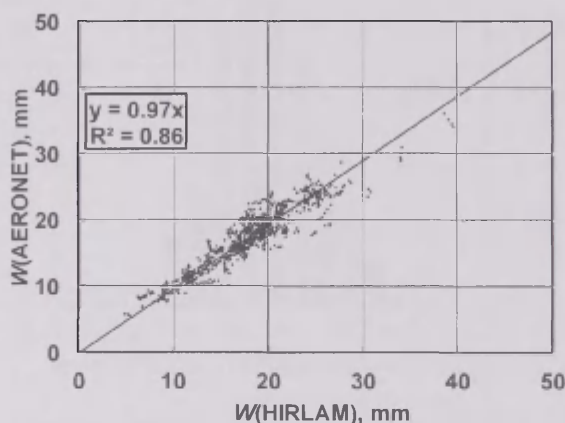
$$W(\text{AERONET}) = 0,97 W(\text{HIRLAM}), \quad (8)$$

kus determinatsioonikoefitsient  $R^2 = 0,86$ ;  $RMSD = 1,8$  mm.

Sarnaselt eelmisele seosele on ka siin märgata lineaarsest trendijoonest kõrvalekaldumisi  $W > 25$  mm ja  $W < 12$  mm juures. See annab põhjust väita, et võrreldes GPS mõõtmistega ülehindab AERONET sadestatavat veeauru ligikaudu 5%, kui  $W < 12$  mm, ja alahindab 6%, kui  $W > 25$  mm. Võrdluses HIRLAMi andmetega ülehindab AERONET sadestatavat veeauru esimesel juhul 9%, teisel juhul alahindab 10%.

Kuna suurimad erinevused  $W(\text{AERONET})$  ja  $W(\text{HIRLAM})$  vahel esinevad suurematel  $W$  väärtustel (joonis 4), on nende vahelise seose trendijoonet tõusu väärtus väiksem kui 1.

Jooniselt 6 ilmneb  $W(\text{HIRLAM})$  ja  $W(\text{GPS})$  punktide vahel ühtlane hajuvus. Eristuvad üksikud punktid (näiteks 15. august ja 25. oktoober kell 21 UTC), mil erinevus oli suur. 25. oktoobril oli erinevus koguni 2,2-kordne, kui  $W(\text{HIRLAM}) = 20,1$  mm ning  $W(\text{GPS}) = 9,2$  mm, kusjuures samal päeval 18 UTC ja 26. oktoobril 00 UTC olid  $W(\text{HIRLAM})$  väärtused vastavalt vaid 10,3 mm ja 9,6 mm. Sellist suurt erinevust kahe meetodi vahel on võimalik seostada HIRLAM mudeli pikaajalise prognoosi kasutamisega: 21 UTC  $W$  väärtus põhineb prognoosil, mis on algväärtustatud 27 tundi varem ja seetõttu ebatäpsem.



**Joon. 4.** Sadestatava veeauru  $W(\text{AERONET})$  seos  $W(\text{HIRLAM})$  väärtustega Tõraveres ajavahemikul 22.06.2008 – 07.11.2008 (1067 punkti, 71 päeva). Sarnaselt eelmisele võrdlusele AERONET ning GPS hinnatud  $W$  väärtuste vahel, ilmnevad kõrvalekalded nullpunkti läbivast trendijoonest enim  $W$  väärtustel  $< 12$  mm ja  $> 25$  mm.

**Fig. 4.** Comparison of  $W$  retrieved by AERONET and HIRLAM data in Tõravere, 22.06.2008 – 07.11.2008 (1067 points, 71 days). A similar deviation of data from the trend-line, which represents the linear fit through zero, becomes evident as was the case in comparing  $W$  values estimated by AERONET and GPS.

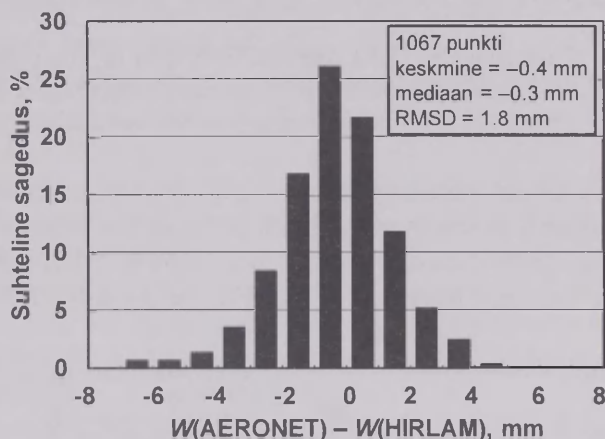
Sadestatava veeauru  $W(\text{HIRLAM})$  ja  $W(\text{GPS})$  tulemuste kõrvutamisel saadi nende omavahelise seose kirjeldamiseks võrrand:

$$W(\text{HIRLAM}) = 0,98 W(\text{GPS}), \quad (9)$$

kus determinatsioonikoefitsient  $R^2 = 0,90$ ,  $\text{RMSD} = 2,3$ .

Kolme meetodi võrdluses oli  $W(\text{HIRLAM})$  ja  $W(\text{GPS})$  seose trendijoonetõus kõige enam lähedasem ühele. Samas on absoluutsed erinevused kõige suuremad, ulatudes 14,8 mm 15. augustil 21 UTC.

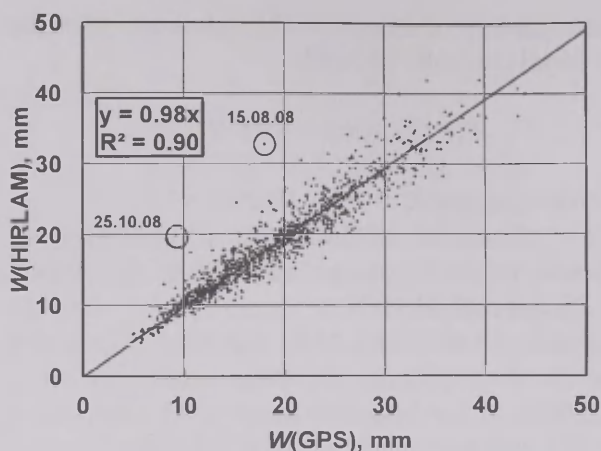
$W(\text{GPS})$  väärtused olid  $W(\text{HIRLAM})$  väärtustest keskmiselt vaid 0,2 mm suuremad (joonis 7). See tulemus on heas kooskõlas varasema uurimusega (Cucurull *et al.*, 2000), mille kohaselt andis GPS võrreldes HIRLAM mudel-andmetega samuti 0,2 mm suuremaid väärtusi,  $\text{RMSD} = 2,1$  mm (käesolevas töös  $\text{RMSD} = 2,3$  mm). Erinevalt aga nimetatud tööst, ei leidunud käesolevas uurimuses  $W(\text{HIRLAM})$  olulist ülehindamist väiksematel  $W$  väärtustel kui 15 mm.



**Joon. 5.** Sadestatava veeauru  $W(\text{AERONET})$  ja  $W(\text{HIRLAM})$  väärtuste vahet kirjeldav histogramm, 22.06.2008 – 06.11.2008, Tõravere.

**Fig. 5.** Histogram of the differences between  $W$  values estimated by AERONET and HIRLAM in Tõravere, 22.06.2008 – 07.11.2008.

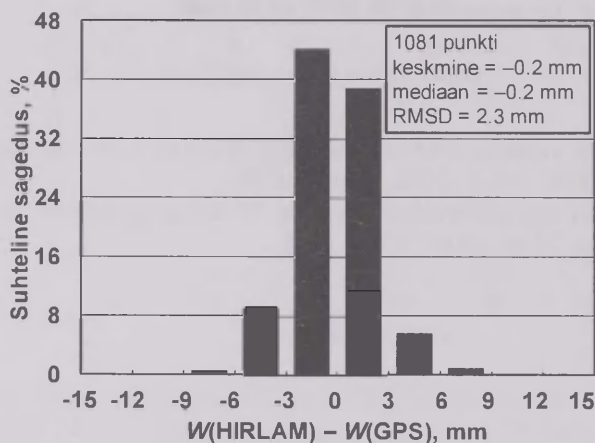




**Joon. 6.** Sadestatava veeauru  $W(\text{HIRLAM})$  seos  $W(\text{GPS})$  väärtustega Tõravere ajavahe-  
mikul 22.06.2008 – 07.11.2008 (1081 punkti, 135 päeva). Kolme meetodi võrdluses on  
nullpunkti läbiva trendijoon tõus lähedaseim ühele, kuid  $W$  üksikväärtuste absoluutsed  
erinevused on suurimad.

**Fig. 6.** Comparison of  $W$  retrieved by HIRLAM and GPS data in Tõravere, 22.06.2008 –  
07.11.2008 (1081 points, 135 days). In contrast with previous comparisons, the slope of the  
trendline is the closest to 1, while the absolute difference between two methods is the highest.

Tabelis 1 paiknevad esimese võrdlusperioodi kokkuvõtlikud andmed kolme mee-  
todi omavaheliste lineaarsete seoste tõusu ja determinatsioonikoefitsiendi väärtus-  
tega. Ühele kõige lähedasema tõusu väärtuse andis seos  $W(\text{HIRLAM})$  ja  $W(\text{GPS})$   
vahel, kõige tugevam lineaarne seos ilmnes  $W(\text{AERONET})$  ja  $W(\text{GPS})$  vahel.



**Joon. 7.** Sadestatava veeauru  $W(\text{HIRLAM})$  ja  $W(\text{GPS})$  väärtuste vahet kirjeldav histo-  
gramm, 22.06.2008 – 07.11.2008, Tõravere.

**Fig. 7.** Histogram of the differences between  $W$  values estimated by HIRLAM and GPS in  
Tõravere, 22.06.2008 – 07.11.2008.

**Tabel 1.** Kolme meetodi – GPS, HIRLAM, AERONET – võrdlustabel nullpunkti läbivate trendijoonete tõusu ja determinatsioonikoefitsiendi väärtustega, 22.06.2008 – 07.11.2008, Tõraveres. Meetodite nimetused on paigutatud  $x$ - ja  $y$ -telje suunas, sarnaselt seoseid kirjeldavate parameetrite saamisele joonistel. Näiteks  $W(\text{HIRLAM}) = 0,98$   $W(\text{GPS})$ ,  $R^2 = 0,90$ .

**Table 1.** Results of the comparison between three methods – GPS, HIRLAM, AERONET – with values of the slope (forced through zero) and the coefficient of determination,  $R^2$ .

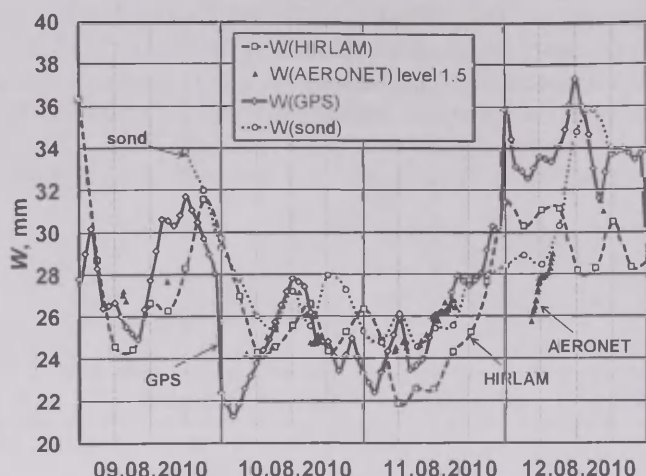
$W(\text{GPS})$			
$W(\text{HIRLAM})$	$0,98; R^2 = 0,90$		
$W(\text{AERONET})$	$0,96; R^2 = 0,96$	$0,97; R^2 = 0,86$	
	$W(\text{GPS})$	$W(\text{HIRLAM})$	$W(\text{AERONET})$

#### 4.2. Teine võrdlusperiood Tõraveres 10. august 2010 – 12. august 2010

Ajavahemikul 09.08.2010 18 UTC – 12.08.2010 18 UTC teostati Eesti Kaitseväge Kirde Kaitseringkonna poolt Tõraveres raadiosondeerimisi, millega saadi  $W$  väärtused iga kolme tunni tagant (00 UTC, 03 UTC jne). Sama aja kohta olid kättesaadavad AERONET *Level 1.5* ja GPS mõõdetud  $W$  väärtused ning HIRLAM mudelandmed, mistõttu oli võimalik võrrelda nelja meetodit.

Joonisel 8 on toodud nimetatud perioodi  $W$  väärtused, mis pärinevad mõõtmistulemustest ja HIRLAM mudelandmetest. Suurim erinevus AERONET mõõtmiste ja teiste meetodite vahel ilmneb 12. augustil. Põhjus on selles, et taeva-laotuses olid samal päeval alates AERONET mõõtmiste algusest *Cirrus* pilved (1–2 palli), alates 06 UTC ka *Alto cumulus* pilved (1–3 palli). Antud juhul pole AERONET *Level 1.5* teostatud pilvede väljaselekteerimine olnud efektiivne. Et nelja meetodit saaks võrrelda samal ajavahemikul, kitsendati vaadeldavat perioodi 10.08.2010 00 UTC – 12.08.2010 00 UTC.

10. augustil 2010 oli atmosfääris võrdlemisi stabiilne seisund ning õhumassid ei vahetunud. 11. augusti 2010 päeva esimese poole modelleerimisandmetes võis täheldada niiskuse sisalduse vähenemist maalähedases kihis (kõrgusel kuni 1,5 km). Päeva teises pooles kasvas niiskussisaldus atmosfääris kõrgusel üle 1,5 km. Hilisõhtuks oli HIRLAM niiskusprofiilidele tuginedes 1,5–4 km kõrgusel maapinnast absoluutse niiskuse väärtused päeva keskmisest 1–3 g/m<sup>3</sup> kõrgemad. Vähe- ne niiskussisalduse kasv atmosfäärisambas peegeldus 11. augusti 2010 õhtuks lisaks HIRLAM andmetele ka GPS ja raadiosondi mõõtmistulemustes.



**Joon. 8.** Sadestatava veeauru  $W(\text{AERONET})$ ,  $W(\text{GPS})$ ,  $W(\text{HIRLAM})$  ja  $W(\text{sond})$  üksikväärtused Tõraveres 09.08.2010 – 12.08.2010.

**Fig. 8.** Values of  $W$  estimated by four methods – AERONET, GPS, HIRLAM and radio-sonde – in Tõravere during the period from 09.08.2010 to 12.08.2010.

Kahepäevasest võrdlusest ilmneb  $W(\text{AERONET})$  ja  $W(\text{GPS})$  hea kokkulangevus, mille puhul on  $W(\text{GPS})$  väärtused vaid 0,4% kõrgemad (tabel 2). See on kooskõlas 2008. aasta teise poole võrdlusandmetega, mille puhul ei olnud punktipaaride hajumine suur, kuid kõrvalekalded lineaarsest trendist olid süstemaatilised: kui  $W > 25$  mm, alahindab AERONET sadestatava veeauru väärtusi (10.08.2010 00 UTC – 12.08.2010 00 UTC keskmine  $W(\text{AERONET}) = 25,5$  mm). Sarnane trend pikaajalisele ilmnes ka  $W(\text{HIRLAM})$  ja  $W(\text{GPS})$  võrdluses, kus punktipaaride vaheline nullpunkti läbiva lineaarse seose tõus  $k = 1,00$  (tabel 3). AERONET ja HIRLAM tulemuste vahel olid erinevused suuremad, neist esimene näitas 7,1% kõrgemaid  $W$  väärtusi. Kolme meetodi võrdluses raadiosondi andmetega ilmnes hea kokkulangevus, mille korral olid raadiosondi ja teiste meetodite vahelised keskmised erinevused maksimaalselt 4,1%.

**Tabel 2.** Nelja meetodi keskmised erinevused ning erinevuste ruutkeskmised hälbed Tõraveres 10.08.2010 00 UTC – 12.08.2010 00 UTC.

**Table 2.** Average differences (absolute as well as relative) of  $W$  and the root mean squared deviation, RMSD, between four methods in Tõravere, 10.08.2010 00 UTC – 12.08.2010 00 UTC.

	Absoluutne erinevus (mm)		Suhteline erinevus (%)	
	Keskmine	RMSD	Keskmine	RMSD
$W(\text{AERONET}) - W(\text{GPS})$	-0,1	0,6	-0,4	2,5
$W(\text{AERONET}) - W(\text{HIRLAM})$	1,6	2,2	7,1	9,7
$W(\text{HIRLAM}) - W(\text{GPS})$	-0,3	3,1	-0,1	12,7
$W(\text{AERONET}) - W(\text{sond})$	-0,1	0,8	-0,2	2,9
$W(\text{HIRLAM}) - W(\text{sond})$	-1,1	2,1	-4,1	7,8
$W(\text{GPS}) - W(\text{sond})$	-0,8	3,2	-2,9	11,4

**Tabel 3.** Nelja meetodi – raadiosond, GPS, HIRLAM, AERONET – võrdlustabel nullpunkti läbivate trendijoonete tõusu väärtustega Tõraveres 10.08.2010 00 UTC – 12.08.2010 00 UTC, Tõravere. Determinatsioonikoeffitsienti  $R^2$  ei ole tabelis antud, kuna võrdlusperiood oli seose hajuvuse adekvaatseks kirjeldamiseks liiga lühike. Meetodite nimetused on paigutatud x- ja y-telje suunas, sarnaselt seoseid kirjeldavate sirge tõusu väärtuste saamisele joonistel. Näiteks,  $W(\text{GPS}) = 0,97$   $W(\text{sond})$ .

**Table 3.** Results of the comparison between four methods – radiosonde, GPS, HIRLAM, AERONET – with values of the slope (forced through zero) in Tõravere 10.08.2010 00 UTC – 12.08.2010 00 UTC.

$W(\text{sond})$				
$W(\text{GPS})$	0,97			
$W(\text{HIRLAM})$	0,96	1,00		
$W(\text{AERONET})$	1,00	1,00	1,07	
	$W(\text{sond})$	$W(\text{GPS})$	$W(\text{HIRLAM})$	$W(\text{AERONET})$

Eelnevates töödes (Cucurull *et al.*, 2000; Tregoning *et al.*, 1998) on hinnatud GPS ja raadiosondi mõõdetud  $W$  väärtuste vahelist ruutkeskmist hälvet väiksemaks kui 2 mm. Raadiosond on näidanud keskmiselt 0,6 mm suuremaid  $W$  väärtusi (Tregoning *et al.*, 1998). Käesolevas töös näitas raadiosond võrreldes GPS sadestatava veeauru väärtustega 0,8 mm kõrgemaid tulemusi, RMSD = 4,1 mm.

## 5. Kokkuvõte ja järeldused

Käesoleva töö eesmärgiks oli võrrelda ning leida seosed nelja meetodi – GPS, AERONET, HIRLAM ning raadiosondeerimine – vahel, mis võimaldavad leida sadestatava veeauru  $W$  väärtusi.

Perioodil 22.06.2008 – 07.11.2008 võrreldi kolme meetodi – AERONET, GPS ja HIRLAM – kaudu saadud  $W$  väärtusi Tõraveres. Andmete analüüsiks oli kasutada 1077 AERONET üksikmõõtmist, 3264 GPS tunnikeskmist väärtust ning 1105 HIRLAM mudeli kolme tunni keskmist  $W$  väärtust.

Antud perioodi analüüsitulemused saab kokku võtta järgmiselt.

Vaatluse all olnud kolm meetodit langevad sadestatava veeauru hindamisel omavahel hästi kokku.  $W(\text{GPS})$  väärtused on vaid 4% suuremad kui  $W(\text{AERONET})$  ja 2% suuremad kui  $W(\text{HIRLAM})$ .

Kõige tugevam lineaarne seos ilmnes  $W(\text{AERONET})$  ja  $W(\text{GPS})$  vahel. Samas, ühele kõige lähedasema nullpunkti läbiva sirge tõusu väärtuse andis seos  $W(\text{HIRLAM})$  ja  $W(\text{GPS})$  vahel.

Võrreldes AERONET fotomeetriga mõõdetud  $W$  väärtusi GPS ja HIRLAM andmetega, ilmnesid süstemaatilised kõrvalekalded. AERONET ülehindab sadestatavat veeauru 5–9 %, kui  $W < 12$  mm, ja alahindab 6–10%, kui  $W > 25$  mm.

Tulenevalt HIRLAM mudelandmete väikesest ajalisest ja ruumilisest resolutsioonist, ilmneb nende kõrvutamisel GPS ja AERONET mõõtmistega suurem hajuvus kui viimastel omavahel. See viitab HIRLAM'i kui mudeli puudusele kajastada



$W$  muutlikkust sama täpselt kui antud kohas reaalseid mõõtmisi kasutatavad meetodid.

Kolme meetodi võrdluses raadiosondiga lühiperioodil 10.08.2010 00 UTC – 12.08.2010 00 UTC selgus, et lühiajalised trendijoonte tõusu väärtused  $W(\text{GPS})$ ,  $W(\text{AERONET})$  ja  $W(\text{HIRLAM})$  vahel on lähedased pikaajalistele; raadiosond näitas teistest meetoditest kuni 4,1% suuremaid  $W$  väärtusi.

Järelduvalt eelnevast sobis  $W$  väärtusi iseloomustama kõige täpsemini GPS. Antud töö tulemustele toetudes on võimalik väita, et GPS – kuigi võrdlemisi uus meetod – on  $W$  hindamisel usaldusväärne, mis annab kindluse selle kasutamiseks atmosfääri seisundi kirjeldamisel kõrvuti Eestis enamkasutatud meetoditega. Et võrrelda GPS-meetodil saadud  $W$  väärtusi raadiosondi mõõtmistulemustega pike-mal perioodil, on Eesti näitel võimalik vaatluse alla võtta Suurupi GPS püsijaama (alates 1996. aastast) ja Harku raadiosondeerimiste  $W$  andmed. Kuigi nimetatud mõõtmised ei toimu samas punktis, on mõõtmiskohtade vahemaa (14,6 km) piisavalt väike, et mitte olulisel määral mõjutada kahe meetodi hinnatava  $W$  võrdlus-tulemusi.

## Tänuavaldused

Töö koostajad tänavad AERONET'i, HYSPLIT'i, EMHI ja Eesti Maa-ameti töötajaid, kes võimaldasid kasutada andmeid käesoleva uurimuse teostamiseks. Uurimus valmis ETF grandi 7347 ja HTM sihtfinantseeritava teema SF0180038s08 toetusel.

## Kirjandus

- Clémer, K., Hermans, C., De Mazière, M., Brenot, H., De Backer, H., Van Malderen, R., Fally, S., 2008. Intercomparison of IWV measurements from radiosonde, sunphotometer, FTIR, and GPS instruments at Uccle. COST Action ES0604: WaVaCS working group, esitlus.
- Cucurull, L., Navascues, B., Ruffini, G., Elósegui, P., Rius, A., Vilà, J., 2000. The use of GPS to validate NWP systems: the HIRLAM model. *J. Atm. Ocean. Tech.*, 17, 773–787.
- Duan, J., Bevis, M., Fang, P., Bock, Y., Chiswell, S., Businger, S., Rocken, C., Solheim, F., van Hove, T., Ware, R., McClusky, S., Herring, T., King, R., 1995. GPS meteorology: direct estimation of the absolute value of precipitable water. *J. Appl. Met.*, 35, 830–838.
- Gleick, P.H., 1996. Water resources. *Encyclopedia of climate and weather*. Oxford University Press, New York, 2, 817–823.
- Holben, B.N., Eck, T.F., Slutsker, I., Tanré, D., Buis, J.P., Setzer, A., Vermote, E., Reagan, J.A., Kaufman, Y.J., Nakajima, T., Lavenu, F., Jankowiak, I., Smirnov, A., 1998. AERONET – a federated instrument network and data archive for aerosol characterization. *Rem. Sens. Env.*, 66, 1–16.
- Jakobson, E., 2009. Spatial and temporal variability of atmospheric column humidity. *Dissertationes Geophysicales Universitatis Tartuensis*, 23, 11–42.

- Jakobson, E., Ohvril, H., Elgered, G., 2009. Diurnal variability of precipitable water in the Baltic region, impact of transmittance of the direct solar radiation. *Boreal Env. Res.*, 14, 45–55.
- Mendes, V.B., Prates, G., Santoa, L., Langley, R.B., 2000. An evaluation of the accuracy of models for the determination of the weighted mean temperature of the atmosphere. *Proc. ION 2000, National Technical Meeting*, Anaheim, CA, USA, 433–438.
- Männik, A., 2006. Numbriline ilmaennustuskond EMHI-s. *Publicationes Geophysicales Universitatis Tartuensis*, 50, 65–73.
- Post, P., 1994. *Füüsikaline klimatoloogia*. Tartu.
- Smirnov, A., Holben, B.N., Lyapustin A., Slutsker, I., Eck, T.F., 2004. AERONET processing algorithms refinement. *AERONET Workshop*, May 10–14, El Arenosillo, Spain.
- Tregoning, P., Boers, R., O'Brien, D., Hendy, M., 1998. Accuracy of absolute precipitable water vapor estimates from GPS observations. *J. Geophys. Res.*, 103, 28701–28710.
- Troller, M., 2004. GPS based determination of the integrated and spatially distributed water vapor in the troposphere. *Geodätisch-geophysikalische Arbeiten in der Schweiz*, Volume 67, Swiss Geodetic Commission.
- AERONET – Aerosol Robotic Network, [http://aeronet.gsfc.nasa.gov/new\\_web](http://aeronet.gsfc.nasa.gov/new_web), (24. veebruar 2011).
- EMHI – Eesti Meteoroloogia ja Hüdroloogia Instituut, <http://www.emhi.ee/>, (25. veebruar 2011).

## Column water vapour – comparison of its estimation methods

Hannes Keernik<sup>1</sup>, Hanno Ohvril<sup>1</sup>, Erko Jakobson<sup>1,2</sup>,  
Kalev Rannat<sup>3</sup>, Andres Luhamaa<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Institute of Physics, University of Tartu

<sup>2</sup>Tartu Observatory

<sup>3</sup> Department of Computer Control, Tallinn University of Technology

### Summary

The integrated column of water vapour in the zenith direction, usually called precipitable water  $W$ , is an important input to environmental models. Water vapour is the most important greenhouse gas, it also has a significant influence on accurate space geodesy applications. In contrast to other greenhouse gases, water vapour has a much higher temporal and spatial variability which has not been well observed (Jakobson *et al.*, 2009).

The aim of the current research was to find linear fits and correlations between four measurement methods of  $W$  — GPS, AERONET, HIRLAM and radiosonde. A survey of column water vapour was based on measurements and modeling data gathered at Tõravere, Estonia, from two periods.

While analyzing data gathered by AERONET, GPS and HIRLAM from 22.06.2008 to 07.11.2008, it appeared that

- a good  $W$  agreement was found among all three methods: GPS evaluated  $W$  to be 4% higher than AERONET and 2% higher than HIRLAM;
- compared to the HIRLAM modeling results and GPS measurements, AERONET overestimated  $W$  by 5–9% at values below 12 mm, and underestimated  $W$  by 6–10% at values over 25 mm;

- the RMSE between the  $W$  estimates derived from HIRLAM and other two methods was higher than between AERONET and GPS. It refers to the shortfall of models that have relatively low temporal and spatial resolution.

During the period from 10.08.2010 00 UTC to 12.08.2010 00 UTC, while comparing the three methods and deriving information from 17 radiosonde measurements, it was concluded that

- short term trends between  $W(\text{GPS})$ ,  $W(\text{AERONET})$  and  $W(\text{HIRLAM})$  were similar to the long term ones;
- the differences of  $W$  values estimated by radiosonde and other three methods were smaller than 4,1%.

Derived from previous statements, GPS was the most accurate method to describe the variability of water vapour. Results of our research are encouraging for the possible use of GPS atmospheric products in Estonia in the near future, along with more frequently used techniques. To compare  $W$  values estimated by GPS with the radiosonde measurements gathered by a longer period, it is possible to analyse data from the Suurupi GPS-station (since 1996) and the radiosonde data from a nearby site, Harku. Although these two sites are separated by 14,6 km, the distance is still too small to affect the results of the comparison significantly.

## Otsetee laiaribaliselt aerosooli optiliselt paksuselt spektraalsele

Martin Kannel, Hanno Ohvri

Tartu Ülikool, Füüsika Instituut

Oleg Okulov

Eesti Meteoroloogia ja Hüdroloogia Instituut

### 1. Sissejuhatus

Atmosfäärisamba spektraalne aerosooli optiline paksus kui nõrgenemistegur, mida põhjustavad aerosooliosakesed,  $AOD\lambda$ , on keskne parameeter atmosfäärioptikas aerosoolide uurimisel.  $AOD\lambda$  mõõdetakse tavaliselt spektraalse mõõteriistaga, päikesefotomeetriga, mitmel lainepikkusel. Harilikult kuulub nende hulka  $\lambda = 500$  või  $550$  nm. Parameeter  $AOD\lambda$  on kasulik kahel põhjusel. Esiteks annab see informatsiooni atmosfäärisamba hägususe kohta. Teiseks kirjeldab  $AOD\lambda$  sõltuvus lainepikkusest  $\lambda$  aerosooliosakeste suurusjaotust.

Spektraalsete kiirgusmõteseadmete, Päikese fotomeetrite, puuduseks on nende kõrge hind. Ka nende regulaarne hooldus on kallis – vajalik on iga-aastane filtrite vahetus ja ümberkalibreerimine kindlates tingimustes: mägine piirkond, pilvitu taevas, kõrge Päike, väga selge, stabiilne atmosfäär. Sellepärast oligi Päikesefotomeetrite võrgustik hõre kuni 1990ndate aastate lõpuni. Olukord muutus täielikult, kui leidis aset NASA projekti AERONETi tulek ja levik, pakkudes erinevatele teadusringkondadele massiivseid andmebaase, sealhulgas kvaliteetset standardiseeritud teavet  $AOD\lambda$  kohta üle maailma (Holben *et al.*, 1998). Tuleb rõhutada, et senini on AERONET info kõigile tasuta allalaaditav.

Siiski leidub kaalukaid põhjusi, miks jätkata alternatiivsete mudelite väljatöötamist, et peamiselt lairiba- (integraalsete) mõõtmistega saada kaudseid hinnanguid spektraalse suuruse,  $AOD\lambda$  jaoks. Üheks selliseks vajaduseks on tagasiulatuvalt mineviku (või ettevaatavalt tulevaste) perioodide  $AOD\lambda$  hindamine, kus spektraalmõõtmisi ei tehtud (või ei tehta). Teiseks näiteks on kiire  $AOD\lambda$  hinnangu korrigeerimine, mis on saadud kaugseire satelliidi abil piirkondades, kus spektraalseid Päikese otsekiirguse mõõtmisi ei ole sooritatud, kuid integraalseid on.

On veel kolmas põhjus. Mõnikord tunduvad hilisemal  $AOD\lambda$  aegridade kontrollil salvestatud andmete väärtused liiga suured (ülehinнатud) teatud ajavahemikul. See tähendab, et atmosfäär tundub olevat olnud põhjendamatult hägune. Enamasti võib kahtlustada võõrkeha (putukas, ämblikuvõrk, prügi, jne) sattumist mõõteriista toru otsale või sisse. Kui mõõtmisi tehti ainult ühe spektraalse seadmega, päikesefotomeetriga, kuid samal ajal mõõdeti ka laiaribalist otsekiirgust,



saab alternatiivsete AOD $\lambda$  hinnangutega lairibamõõtmiste kaudu kätte hinnangud spektraalsete tulemuste kohta.

On veel rahaline põhjus. Riigid ja mõõtepaigad, mis on liitunud siiani veel tasuta AERONET võrgustikuga, kuid pole üles seadnud iseseisvat päikesekiirguse mõõtmiste spektraalset aparatuuri, peaksid olema valmis AERONET projekti lõppemisega või tasuliseks muutumisega.

Eestis alustas AERONET tööd 3. juunil 2002 Tõraveres (58°15' pl, 26°27' ip, 70 ASL). Kasutatakse Prantsuse firma *CIMEL Electronique* fotomeetrit CE 318-1. Atmosfäärioptilisteks uuringuteks on asukoht väga soodne, sest Tartu-Tõraverre meteojaam on kaasatud ülemaailmsesse kiirgusvõrgustikku *Baseline Surface Radiation Network* (BSRN; Kallis *et al.*, 2005). Samaaegne nii spektraalse kui ka lairibakiirguse registreerimine andis võimaluse luua ühine, nn integreeritud andmebaas AOD $\lambda$  ja atmosfääri läbipaistvuse (sumeduse) laiaribalistest parameetritest. Ühendatud andmebaas sisaldab hetkel 19592 spektraalset ja integraalset Päikese otsekiirguse ning maapinnalähedase veeaururõhu mõõtmist kaheksa aasta jooksul, 2002–2009. Ligikaudu 75% mõõtmistest on tehtud aprillist augustini, 9% septembris, 8% märtsis, 3,6% oktoobris ning ainult 4,4% jaanuaris, veebruaris ja novembris kokku. Tänu väga madalale Päikese kõrgusele horisondist ja AERONET instrumendi USA-s toimunud kalibreerimistele ei olnud ühtegi vaatlust detsembris.

Artikli autorid jaotasid atmosfääri tinglikult kolmeks kihiks: puhtad gaasid, veeaur, aerosooliosakesed. See võimaldab jaotada ka integraalse kiirguse nõrgenemisteguri osadeks, igale kihile vastab oma nõrgenemistegur, ja arvutada nende kaudu laiaribaline aerosooli optiline paksus, BAOD2 (*broadband aerosol optical depth*), massiarvu  $m = 2$  korral, iga 19592 mõõtmise jaoks. Paigutades saadud BAOD2 tulemused graafikule võrrelduna AOD500 väärtustega, näitas see kõrget paraboolset korrelatsiooni, mis võimaldaski leida "otsetee" laiaribaliselt BAOD2-lt spektraalsele AOD500-le ja realiseerida artikli põhieesmärk.

Et hinnata sellist BAOD2-lt spektraalsele AOD500 ülemineku kvaliteeti, kasutasime kontrolliks Gueymardi (1998) mudelit, mis põhineb tema tuntud SMARTS2 arvutiprogrammil. Ilmselt tänu Tõraveres kasutatava aktinomeetri AT50 laiemale vaatenurgale (10°) on meie ühismõõtmiste andmebaasis integraalmõõtmised pisut ülehinnatud võrreldes Gueymardi eeldatud pürheliomeetriga, seda eriti sumedatel juhtudel, kui aerosooli osakeste kontsentratsioon oli suur. Suuremast avanurgast tingitud asjaolu seletab veidi alahinnatud AOD500 väärtusi, mis on leitud kasutades Gueymardi parametrizeerimisvalemeid. Samas meie lähendvalemid on häälestatud aktinomeetri AT50 kasutamisele, vastavalt õnnestus saavutada kõrge tasakaal meie arvutatud ja AERONETi poolt mõõdetud AOD500 väärtuste vahel, mida väljendab determinatsioonikoefitsient  $R^2 = 0,994$ . Aktinomeetri asendamisel väiksemat vaatenurka omava pürheliomeetriga (5,7°) tuleb valemite koefitsiente vastavalt muuta.

## 2. Integraalse läbitavuse kihi kolmetasandiline struktuur

Päikese otsekiirguse spekter ei ole päeva jooksul sama koostisega, vaid muutub vastavalt nn Forbes'i efektile – horisondilähedase Päikese punakamad kiired läbivad atmosfääri paremini, vastav õhu läbipaistvuskoeffitsient on suurem (Ohvril *et al.*, 1999). Seega, kuigi spektraalne optiline paksus ja temaga seotud teised spektraalsed parameetrid (läbitavus, Bouguer' läbipaistvuskoeffitsient jne) on sõltumatud optilisest massiarvust  $m$ , siis nendele vastavad integraalsed parameetrid vastupidiselt sõltuvad massiarvust  $m$ .

Seni pole väga ranget lahendust teisendamaks laiaribaliste optiliste parameetrite väärtusi ühelt Päikese kõrguselt teisele. Kuid mitmekümneaastased aktinomeetrilised aegread, mida on salvestatud mitmes mõõtmisjaamas, on siiski võimaldanud koostada sobivaid pool-empiirilisi valemeid.

Ajalooliselt oli algselt valitud tähtsaimaks optiliseks massiarvuks  $m = 1$  (Kalitin, 1938). Kuid kontrollmõõtmisi, mil Päike on seniidis, pole võimalik sooritada enamikus mõõtejaamades. Sellepärast hakati eelistama järgmist standardset täisarvu,  $m = 2$ , mis vastab Päikese kõrgusele  $h \approx 30^\circ$  (Evnevich, Savikovskij, 1989a; b; Mürk, Ohvril, 1990; Myurk, Okhvril, 1990; Ohvril *et al.*, 1999). Massiarvu  $m = 2$  korral on õnnestunud tuletada lihtsaid valemeid, mis seovad omavahel eri laiaribalisi optilisi parameetreid nagu Bouguer' läbipaistvuskoeffitsient, läbitavus, optiline paksus, Linke sumedustegur jne (Ohvril *et al.*, 2009). Atmosfääri aerosoolioptikas soovitatakse samuti kasutada massiarvu  $m = 2$  baasarvuna (Gueymard, Kambezidis, 1997).

Arvutusteks jagatakse atmosfäär kolme kihti päikesekiirguse nõrgenemise järgi järgmistes keskkondades:

1. puhas ja kuiv atmosfäär ehk CDA (*clean and dry atmosphere*), hõlmab endas Rayleigh' hajumist, neeldumist osoonis ( $O_3$ ) ja lämmastikdioksiidis ( $NO_2$ ),
2. veeaur, mille üldkogust õhusambas iseloomustab nn sadestatav veeaur,  $W$ ,
3. atmosfääri aerosooliosakesed.

Märkides nende kihtide läbitavusteks vastavalt  $\tau_{CDA, m}$ ,  $\tau_{W, m}$  ja  $\tau_{aer, m}$ , saame kolme teguri korrutamisel maapinnani jõudnud otsekiirguse kiiritustiheduse  $S_m$  massiarvul  $m$ , (Gueymard, 1998):

$$S_m = S_0 \tau_{CDA, m} \tau_{W, m} \tau_{aer, m}, \quad (1)$$

kus  $S_0$  on atmosfääri üläpiirile jõudnud kiirguse kiiritustihedus Maa–Päike tegevalikul kaugusel. Maa–Päike keskmisel kaugusel kiiritustihedus ehk solaarkonstant on  $1,367 \text{ kWm}^{-2}$  (Lenoble, 1993).

Teisalt, kasutades atmosfäärimudeli kõiki kolme kihti hõlmavat kogu läbitavust ( $\tau_m$ ) ja Bouguer' läbipaistvuskoeffitsienti ( $p_m$ ), saame seosed:

$$P_m = \left( \frac{S_m}{S_0} \right)^{\frac{1}{m}} \quad (2)$$

$$S_m = S_0 \tau_m = S_0 P_m^m, \quad (3)$$

millest avaldame integraalse läbitavuse aerosooliosakeste kihi jaoks

$$\tau_{\text{aer},m} = \frac{P_m^m}{\tau_{\text{CDA},m} \tau_{W,m}}. \quad (4)$$

Märgime, et valem (1) kehtib rangelt vaid monokromaatse kiirgusvoo  $S_{m\lambda}$  kohta, kuid parema puudumisel seda lähendust kasutatakse, sest lihtsustuvad oluliselt Päikese otsekiirguse atmosfääris nõrgenemise arvutused (Gueymard, 1998). Kirjutame välja atmosfääri aerosooliosakeste kihi integraalse optilise paksuse  $\text{BAOD}_m$ , mida võib valemite tähistada ka lühemalt,  $\delta_{\text{aer},m}$ :

$$\tau_{\text{aer},m} = \exp(-m\delta_{\text{aer},m}), \quad (5)$$

Kombineerides saadud tulemust valemiga (4), saame aerosoolikihi optiliseks paksuseks:

$$\delta_{\text{aer},m} = -\frac{1}{m} \ln \tau_{\text{aer},m} = -\frac{1}{m} \ln \frac{p_m^m}{\tau_{\text{CDA},m} \tau_{W,m}}, \quad (6)$$

$$\delta_{\text{aer},m} = -\ln p_m + \frac{1}{m} \ln \tau_{\text{CDA},m} + \frac{1}{m} \ln \tau_{W,m}. \quad (7)$$

Aerosoolikihi optilist paksus  $\text{BAOD}_m$  tuntakse ka kui Unsworth-Monteithi sumedustegurit (Unsworth-Monteith, 1972; Gueymard, 1998). See parameeter iseloomustab integraalse otsekiirgusvoo nõrgenemist aerosoolikihis. Lisaks toimub nõrgenemine puhtas-niiskes atmosfääris, mis koosneb kuivast ja puhtast atmosfäärist (CDA) ning veeaurust (Kambezidis *et al.*, 1998).

Jätkame arutlust Päikese kõrgusel,  $h \approx 30^\circ$  ehk optilisel massiarvul  $m = 2$ . Saame  $\text{BAOD}_2$  jaoks:

$$\begin{aligned} \text{BAOD}_2 = \delta_{\text{aer},2} &= -\frac{1}{2} \ln \tau_2 + \frac{1}{2} \ln \tau_{\text{CDA},2} + \frac{1}{2} \ln \tau_{W,2} \\ &= -\ln p_2 + \ln p_{\text{CDA},2} + \frac{1}{2} \ln \tau_{W,2}. \end{aligned} \quad (8)$$

BAOD2 arvutuse keerukus on vähenenud nüüd kolme laiaribalise suuruse määramiseni: 1)  $\tau_2$  või  $p_2$  saadakse mõõtmise teel, kasutamaks tavaliselt pürheliomeetri või aktinomeetri mõõtmistulemusi, 2)  $\tau_{CDA,2}$  või samaväärne  $p_{CDA,2}$  arvutatakse puhta ja kuiva atmosfääri mudelite abil, 3)  $\tau_{W,2}$  rehkendatakse samuti mudelist või raadiosondeerimistest saadud atmosfäärisamba sadestatava veeaurusisalduse  $W$  järgi.

Kuidas mõõta Bouguer' läbipaistvustegurit  $p_2$ ? Tegelikult toimuvad mõõtmised suvalisel massiarvul  $m$  ja edasi teisendatakse tulemus massiarvule  $m = 2$ . Kasutatakse peamiselt kahte meetodit, mis mõlemad annavad häid tulemusi (Ohvril *et al.*, 1999). Venemaal ja Ukrainas arvutatakse koefitsient  $p_2$  kohe mõõdetava otsekiirguse  $S_m$  kaudu, kasutades Evnevich-Savikovskij valemit (Evnevich, Savikovskij, 1989a; b):

$$p_2 = \left( \frac{S_m d^2}{1,367} \right)^{\frac{\sinh + 0,205}{1,41}}, \quad (9)$$

kus  $d$  on tegelik Maa–Päike kaugus astronoomilistes ühikutes ja  $h$  on Päikese kõrgus horisondist. Eestis rehkendatakse esmalt aktinomeetriliste vaatluste põhjal Bouguer' läbipaistvuskoeffitsient  $p_m$ . Seejärel, teise sammuna, arvutatakse  $p_2$  esialgse  $p_m$  kaudu, kasutades H. Mürgi valemit (Ohvril *et al.*, 1999):

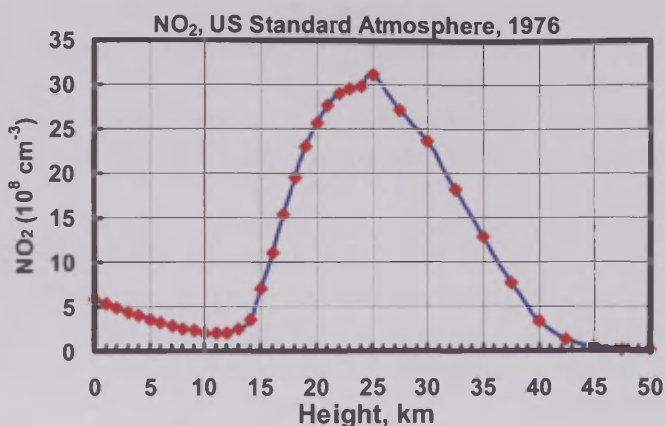
$$p_2 = p_m \left( \frac{2}{m} \right)^{\frac{\log p_m + 0,009}{\log m - 1,848}}, \quad (10)$$

Mis puutub laiaribalisse puhta ja kuiva atmosfääri läbitavuse koefitsienti  $\tau_{CDA,2}$ , siis see sõltub molekulaarsest (Rayleigh) hajumisest ning neeldumisest atmosfääri muutlikes gaasides, viimased on peamiselt  $O_3$  ja  $NO_2$ . Sellepärast peakski nende muutlike komponentide koguse esmalt hindama.

### 3. Lämmastikdioksiidi koguse hindamine Eestis

Saamaks üldpilti  $NO_2$  vertikaalse profiili molekulide kontsentratsioonist, vaatleme kõigepealt 1976. a Ameerika Ühendriikide Standardatmosfääri (US SA, 1976). See vana aga käepärane mudel on isegi 35 aastat hiljem usaldusväärne nii troposfääris kui ka kõrgemal, kuni termosfäärini (Thomas, Stamnes, 2002).





**Joon. 1.** Ameerika Ühendriikide Standardatmosfääri (1976) NO<sub>2</sub> kontsentratsiooni profiil, 10<sup>8</sup> molekuli cm<sup>3</sup> kohta.

**Fig. 1.** The US Standard Atmosphere 1976 profile of NO<sub>2</sub> concentration, 10<sup>8</sup> molecules per cm<sup>3</sup>.

Märkusena olgu mainitud, et edaspidistes Gueymardi (1998) rehkendustes, kasutatakse eraldi troposfääri ja sellest kõrgemate kihtide, peamiselt stratosfääri NO<sub>2</sub> hulka.

Integreerides US SA 1976 troposfääris alates 0 kuni 11 km, saame,  $3,86 \cdot 10^{14}$  NO<sub>2</sub> molekuli pinnauhiku cm<sup>2</sup> kohta. Normeerides saadud tulemust Loschmidt arvu (2,69 · 10<sup>19</sup> molekuli cm<sup>-3</sup>, 0 °C, 1 at), saame troposfääris NO<sub>2</sub> kihi taandatud paksuseks 1,4 · 10<sup>-5</sup> cm, mis kasutades Gueymardi USA-keskset nomenklatuuri, teiseneb paksuseks 0,014 matm cm.

Alates 1995. aastast sai globaalsem troposfääri NO<sub>2</sub> kaardistamine võimalikuks tänu satelliitmõõtmistele. Vaadeldes Läänemere piirkonda, siis põhjaliku kokkuvõtte NO<sub>2</sub> analüüsist on esitanud Ionov (2010). Tema hinnangul on troposfääri taandatud NO<sub>2</sub> kihi aastakeskmiseks paksuseks Eesti kohal 0,03–0,037 matm cm. Edaspidises töös on kasutatud väärtust 0,03 matm cm.

Tulles tagasi US SA juurde ja integreerides seda stratosfääri alumiselt piirilt termosfäärini, ehk alates 11 kuni 100 km, saame stratosfääri taandatud NO<sub>2</sub> kihi paksuseks 0,193 matm cm. See tulemus on küllalt lähedane väärtusega 0,204 matm cm, mida kasutab Gueymard (1998) oma näidetes. Edaspidi ongi kasutatud seda Gueymardi poolt tunnustatud stratosfääri NO<sub>2</sub> hulga väärtust.

#### 4. Puhta ja kuiva atmosfääri integraalsed läbitavused

Kasutades Gueymardi (1998) arvutusskeemi leidsime  $p_2$  väärtused erinevate O<sub>3</sub> ja NO<sub>2</sub> väärtuste korral (Tabel 1). Osooni koguse hindamiseks kasutasime kuu keskmi väärtusi Eesti jaoks, mis varieeruvad 290 ja 400 DU vahel (Dobsoni ühik, 1000 DU = 1 atm cm). See teeb aasta keskmiseks 0,34 atm cm (Okulov, 2003).

Klimatoloogilistes arvutustes võetakse osoonisamba kõrguseks sageli 0,30 atm cm, mis on nn planetaarne keskmine. NO<sub>2</sub> koguseks stratosfääris võtsime fikseeritud väärtuse 0,204 matm cm kõikide oma rehkenduste jaoks. Tabelis 1 on märgitud tumedana rida 3, kus on täheldatud aasta keskmised väärtused Eesti kohta.

**Tabel 1.** Gueymardi (1998) parametrisatsiooni ideaalse atmosfääri integraalse läbitavuse tulemused erineva O<sub>3</sub> ja NO<sub>2</sub> koostise korral.

**Table 1.** Results of the Gueymard's (1998) parameterization runs to obtain broadband column transmittances of ideal atmospheres with different O<sub>3</sub> and NO<sub>2</sub> contents.

No	O <sub>3</sub> atm cm	NO <sub>2</sub> troposph atm cm	NO <sub>2</sub> stratosph atm cm	$p_{CDA, 2}$	$\ln p_{CDA, 2}$	$\tau_{CDA, 2}$
1	0,29	0,000 03	0,000 204	0,9050	– 0,0998	0,8190
2	0,30	0,000 03	0,000 204	0,9048	– 0,1000	0,8187
3	0,34	0,000 03	0,000 204	0,9041	– 0,1008	0,8174
4	0,40	0,000 03	0,000 204	0,9031	– 0,1019	0,8156
5	0,30	0,000 01	0,000 204	0,9049	– 0,0999	0,8188
6	0,30	0,000 10	0,000 204	0,9047	– 0,1002	0,8185
7	0,30	0,001 00	0,000 204	0,9024	– 0,1027	0,8143

Tabel 1 näitab läbipaistvusparameetrite (tabeli viimased kolm veergu) vähest sõltuvust atmosfääris olevatest O<sub>3</sub> ja NO<sub>2</sub> kogustest.

Arvestades, et suhteline mõõtmisviga aktinomeetriga otsekiirguse registreerimisel on  $\pm 4\%$ , järeldub sellest vaid  $\pm 2\%$ -line viga  $p_2$  koefitsientidele, seetõttu võime lugeda naturaallogaritm puhta ja kuiva atmosfääri läbipaistvusest muutumatuks,

$$\ln p_{CDA, 2} \cong -0,1 \quad (11)$$

ning kirjutada valem (8) lihtsamalt

$$BOAD2 = -\ln p_2 - 0,1 + \frac{1}{2} \ln \tau_{w,2}, \quad (12)$$

## 5. Veeauru integraalne läbitavus

Enne veeauru läbitavuse leidmist peaksime arvutama esmalt kogu sadestatava veeauru koguse,  $W$ . Alates 1990ndatest on erinevate  $W$  mõõtmiste tehnoloogia kasvanud ning hõlmab endas tänapäevaks nii maapealseid kui kaugseire optilisi mõõtmisi, mikrolaine radiomeetriad aga ka GPS-signaali viivituse hindamisel baseeruvat algoritmi.

Enamikes riikides on siiski säilinud põhiliseks õhusambas sisalduva veeauru hindamise meetodiks klassikaline raadiosondeerimine (Jakobson *et al.*, 2009). Samas raadiosondeerimise jaamu ei ole palju ning seal tehtavate mõõtmiste arv on samuti väike, sonde lennutatakse kõigest 1–2 korral ööpäevas. Seepärast, eriti päikesekiirguse ning aerosooli uurimiste korral, kasutatakse  $W$  ning maapinna meteo-parameetrite (peamiselt maapinna temperatuur ja veeauru rõhk) vahelisi seoseid. Lühülevaate  $W$  hindamise meetoditest on koostanud Okulov *et al.* (2002). On leitud ka Läänemere piirkonna sesoonseid keskmisi  $W$  väärtusi lineaarfunktsioonidena geograafilisest laiuskraadist (Jakobson *et al.*, 2005).

Oletame, et veeauru hulk  $W$  on juba leitud. Et vastata küsimusele, kuidas  $W$  mõjustab laiaribalist läbitavust läbi hüpoteetilise atmosfääri, mis koosneb vaid veeaurust, peaksime kasutama mingit mudelit selle arvutamiseks. Keerukust lisavad kolm aspekti: 1) atmosfääri ülapiirile langeva päikesekiirguse komplitseeritud spekter; 2) vee molekuli omapära, mis viib meid kõikvõimalike pöörlemiste-võnkumiste vabadusastmete tõttu ülikeeruka neeldumisspektrini; 3) raskused veeauru kontsentratsioonide etteandmise ja säilitamisega laboriekperimentides, sest veemolekulid moodustavad klastreid ja tilkasid ning kinnituvad mõõteriistade seintele nii, et nad ei segune homogeenselt teiste gaasidega, tekitades ebakõla kor-dusmõõtmisel (Maurellis, Tennyson, 2003). Siiski on kõrglahutuslik molekulaar-spektroskoopia suutnud üha enam mõõta veeauru neeldumisjoonte lainepikkusi. Samas säilib küsimus nende joonte kõrguses (intensiivsuses).

Kokkuvõttes on kümnendite jooksul saavutatud mõningane progress mudel-itega, mis arvutavad Päikese otsekiirguse nõrgenemise keerukaimat komponenti, nõrgenemist veeaurus, viies meid suuremate neeldumise väärtusteni. Viimast väidet illustreerib varasema Zvereva (1968) ja hilisema Gueymard (1998) paramet-risatsiooni võrdlus (Ohvril *et al.*, 2005).

Leidmaks integraalse päikesekiirguse nõrgenemist, soovitame kasutada Guey-mardi (1995, 1998) lähendvalemide, mille ta on koostanud tuginedes oma SMARTS2 mudelile. Ta kasutas Päikese spektrit, kus on kokku 1881 lainepikkust. Kõige tähtsamas spektripiirkonnas (280–1700 nm) on lainepikkuse intervall koguni 1 nm. Hoolimata sellest, et Gueymardi meetod koosneb 20st valemist, on suudetud näidata, et erijuhul, kui atmosfääri optiline massiarv  $m = 2$ , saab veeauru optilist läbitavust väljendada vaid ühe valemiga, mis sobib suurepäraselt Gueymardi kee-ruka parametrisatsiooniga (Ohvril *et al.*, 2005):

$$\tau_{W,2} = 1 - 0,137 W^{0,32}, \quad (13)$$

kus  $W$  (cm) on sadestatava veeauru hulk seniidi suunas. Laiaribalised veeauru optilised paksused on järgnevalt leitavad läbitavuse kaudu:

$$\delta_{W,2} = -\frac{1}{2} \ln \tau_{W,2}, \quad (14)$$

Tulemused (13) ja (14) lubavad kiiresti arvutada veeauru laiaribalist läbitavust ja optilist paksust massiarvu  $m = 2$  korral suvalise sadestatava veeauru  $W$  jaoks vertikaalsambas. Näiteks planetaarsele keskmisele veeaurusambale  $W = 2,5$  cm (Peixoto, 1991) vastab integraalne läbitavus 0,82 ning optiline paksus 0,10. Tüüpiline sadestatava veeauru hulk Läänemere piirkonnas on suvel 2,0 cm, mis on poole sentimeetri võrra väiksem planetaarsest keskmisest. See väike erinevus toob kaasa pisikese kasvu läbitavuses, väärtuseni 0,83, samas kahandab optilist paksust vaid väärtuseni 0,094. Talve jooksul, kui atmosfääri niiskussisaldus on väiksem, on läbitavus ja optiline paksus tundlikumad sadestatava vee  $W$  muutustele. Harilikult on  $W$  keskmine ööpäevane amplituud, PtP (*peak-to-peak*), tavaliselt madal, näiteks Läänemere piirkonnas PtP = 0,64 mm suvel ning talvel vaid 0,2 mm (Jakobson *et al.*, 2009).

## 6. Seosed aerosooli optilise paksuse, läbipaistvuse ja veeauru vahel

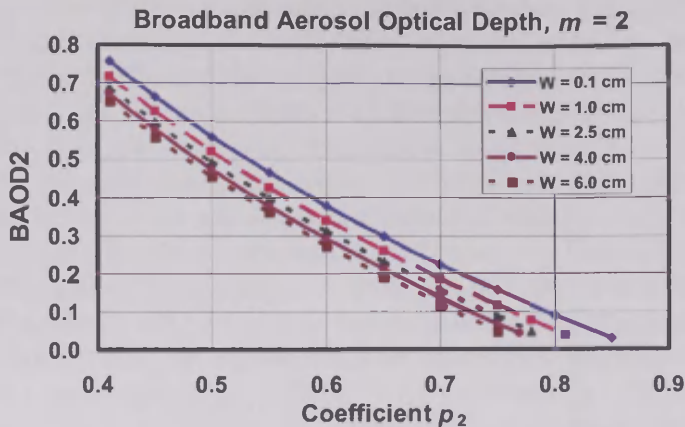
Pöördume tagasi aerosooli optilise paksuse juurde. Asendades seose (13) valemisse (8), saame lõpliku võrrandi BAOD2 jaoks

$$\text{BAOD2} = -\ln p_2 - 0,1 + \frac{1}{2} \ln[1 - 0,137W^{0,32}], \quad (15)$$

kus  $W$  ühik on cm. See valem on antud töö üheks põhitulemuseks. Edaspidi kasutame seda üleminekul BAOD2 väärtustelt AOD500 väärtustele.

Joonis 2 annab visuaalse ülevaate BAOD2 ulatusest, sõltuvalt läbipaistvusest  $p_2$  ning veeauruhulgast  $W$ . Sisendina oleme kasutanud viit erinevat sadestatava veeauru väärtust. Madalaim  $W = 0,1$  cm vastab külmale talvisele atmosfäärile;  $W = 1,0$  cm kirjeldab tüüpilist Eesti atmosfääri aprillis ja oktoobris (Okulov, 2003; Okulov, Ohvril, 2010). Nagu mainitud,  $W = 2,5$  cm on planetaarne keskmine. Kuuma ja niiske suve korral on Eestis mõnel päeval saavutatud maksimaalne väärtus  $W = 4,0$  cm. Viimane, kõver joonisel,  $W = 6,0$  cm, vastab troopilisele atmosfäärile. Joonis 2 võimaldab hinnata BAOD2 väärtuste muutumise ulatust antud läbipaistvuskoeffitsiendi  $p_2$  ning  $W$  muutuste tõttu. Arvestades väikeseid PtP muutusi  $W$  päevase arengu jooksul omab BAOD2 suhteliselt väikest muutlikkust sadestatava veeaurukoguse  $W$  muutumise tõttu.





**Joon. 2.** Integraalne aerosooli optiline paksus võrrelduna laiaribalise läbipaistvusteguriga. Arvutused on tehtud kasutades  $m = 2$  ja erinevaid seniidiisuunalisi sadestatava vee väärtusi vahemikus  $0,1 < W < 6,0$  cm.

**Fig. 2.** Broadband aerosol optical depth as plotted against the broadband coefficient of column transparency. Calculations are implemented for  $m = 2$  and a set of values of zenith precipitable water from  $W = 0.1$  to  $6.0$  cm.

On vaja teha põhimõtteline arvutuslik märkus. Ilmselt kehtib tingimus

$$\text{BAOD2} \geq 0. \quad (16)$$

Arvutused valemiga (15) võivad aga anda negatiivseid tulemusi. Tavaliselt juhtub see  $W$  alahindamise tõttu kaudseid määramismeetodeid kasutades. Seetõttu kiirgus- ja niiskumõõtmisi sisaldavates andmebaasides tuleks teha kontroll, mis eemaldaks sobimatud  $p_2$  ja  $W$  paarid. Selle kontrolli eeskiri järeldeb valemist (4), kus on arvestatud tingimust (16):

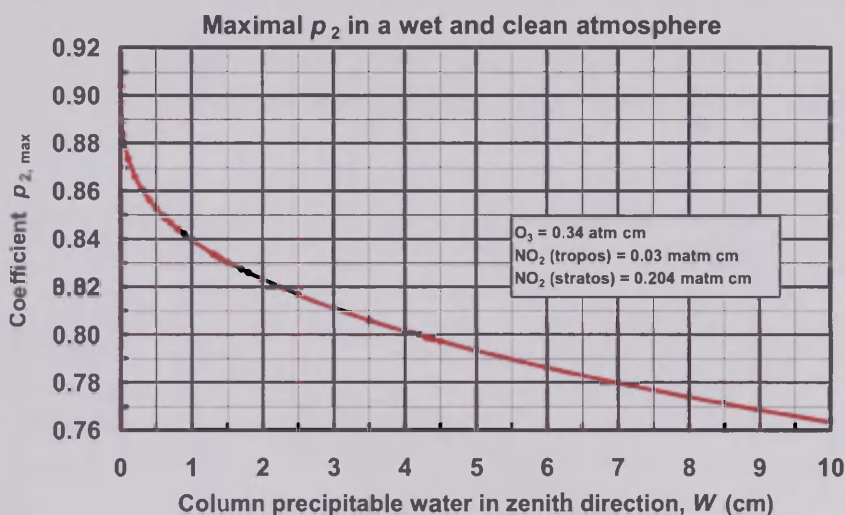
$$p_2 \leq p_{2,\max} = (\tau_{\text{CDA},2} \tau_{W,2})^{0,5} \approx (0,817 - 0,112W^{0,32})^{0,5}, \quad (17)$$

kus  $p_{2,\max}$  on antud  $W$  korral maksimaalne  $p_2$  väärtus niiskes ja puhtas atmosfääris (joonis 3). Lisades niiskesse ja puhtasse atmosfääri aerosooliosakesed, vähendaks see integraalse läbipaistvuskoeffitsiendi  $p_2$  väärtust veelgi.

Nagu öeldud, omab sadestatav veeaur  $W$  tüüpilise Eesti suve korral väärtust  $W = 2$  cm, mille korral maksimaalne läbipaistvuskoeffitsient  $p_{2,\max} \approx 0,82$ , kõrgeima Eestis saavutatud sadestatava veeauru  $W = 4$  cm korral annavad arvutused maksimaalseks  $p_2$  väärtuseks  $0,80$ . Maksimaalselt lubatust suuremad läbipaistvuskoeffitsiendi väärtused viivad arvutuste jätkamisel negatiivsetele aerosooli optilistele paksustele.

## 7. Spektraalse ja integraalse optilise paksuse võrdlus

Igapäevased Päikese otsekiirguse mõõtmised algasid Eestis juba 1931. aastal. Lisaks laialdasele integraalsetele otsekiirguse mõõtmistele mitmekümne aasta jooksul alustati spektraalse kiirguse regulaarmõõtmisi Tõraveres alles juunis 2002. Mõõtmised toimuvad USA NASA projekti AERONET raames. Kogu projekt haldab 450-t Prantsuse firma *CIMEL Electronique* fotomeetrit CE 318-1, millest 375 on pidevalt töös, ülejäänud kaliibrimisel ja hooldusel. Projekti poolt hõivatud riikide hulk ulatus 2011. aastal 86-ni. Tõraveres toimuv nii spektraalse kui integraalse otsekiirguse registreerimine annab võimaluse võrrelda spektraalseid ja integraalseid läbitavuse ja sumeduse parameetreid ning arendada kaudseid meetodeid hindamaks AOD $\lambda$  väärtusi, kasutades ainult laiaribalisi parameetreid ja atmosfäärisamba niiskussisaldust.



**Joon. 3.** Maksimaalne laiaribaline Bouguer' läbipaistvuskoeffitsient,  $p_{2, \max}$ , puhta ja niiske atmosfääri korral, kus  $O_3 = 0,34 \text{ atm cm}$ , troposfääri ja stratosfääri  $NO_2$  on vastavalt 0,03 ja 0,204 matm cm.

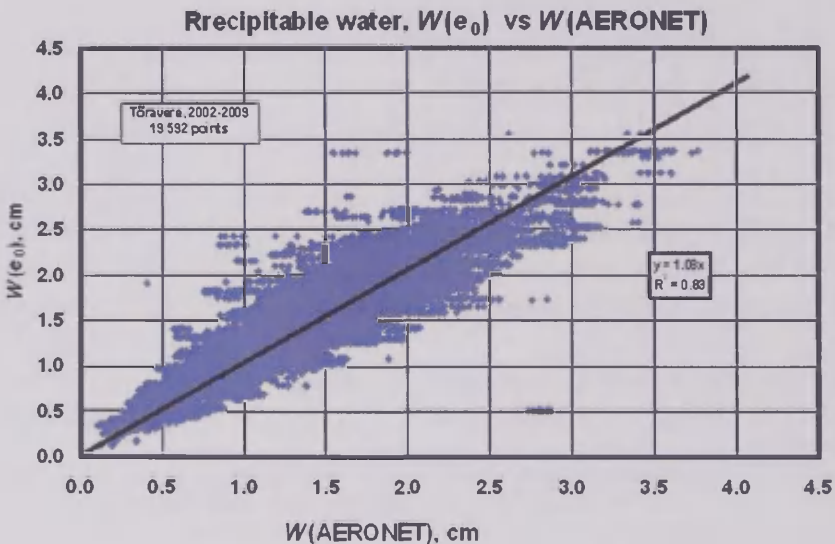
**Fig. 3.** Maximal broadband Bouguer coefficients of transparency  $p_{2, \max}$  for a clean and wet atmosphere where  $O_3 = 0.34 \text{ atm cm}$ ,  $NO_2$  tropospheric and stratospheric are 0.03 and 0.204 matm cm, respectively.

Siinses töös koostasime aastatel 2002–2009 kõiki aastaaegu hõlmava ulatusliku andmebaasi, milles on kokku 19592 ühismõõtmist, kus 10 minuti jooksul on nii spektraalne kui laiaribaline otsekiirgus registreeritud. Sadestatav vesi on arvatud lähenduse

$$W(e_0, \text{mm}) = 1.48 e_0 + 0.40 \quad (18)$$

kaudu, kus  $e_0(\text{mb})$  on kell 12 UTC Tõraveres mõõdetud aluspinna veeaururõhk. See lähendus on eelnevalt arendatud tuginedes selge taeva raadiosondeerimisele Tallinnas (Okulov *et al.*, 2002). Tähelepanu maksab pöörata asjaolule, et võrreldes sadestatava veeauru kogusega  $W$  on maapinna veeaururõhul  $e_0$  märkimisväärselt suurem päevane muutlikkuse tsükkel. Seetõttu lähendustes nagu (18) peab  $e_0$  vastama fikseeritud tähtajalisele mõõtmisele näiteks kellaajale 12 GMT. Loomulikult jätab selline kitsendus õhusamba veeaurukoguse hinnangu kogu antud päeva jooksul muutumatuks.

Tegelikult kuulub  $W$  määramine ka AERONETi atmosfäärioptilisse vaatlusprogrammi. Et hinnata meie kasutatud  $W$  määramise lähendvalemi (18) sobivust, võtsime baasväärtusteks Tõraveres mõõdetud AERONETi  $W$  väärtused,  $W$  (AERONET), joonisel 4 horisontaalteljel. Neile vastandasime valemiga (18) arvutatud väärtused  $W(e_0)$ , joonisel 4 vertikaalteljel. Joonise lineaarne trendijoon näitab, et keskmiselt hindab kaudne meetod baasväärtusi üle ainult 3% ulatuses. Determinatsioonikoefitsient lähendatud ja baasväärtuste vahel,  $R^2 = 0,83$ , viitab siiski mõõdukale hajumisele, mille füüsikaliseks põhjuseks on võimatus maapealsete veeaururõhu mõõtmistega ennustada atmosfääri vertikaalset niiskuprofiili.



**Joon. 4.** Sadestatava vee  $W(e_0)$  hinnang kasutades aluspinna veeaururõhu  $e_0$  andmeid võrrelduna päikesefotomeetri poolt arvutatud sadestatava veega  $W(\text{AERONET})$  (Tõraveres, 2002–2009, 19592 punkti).

**Fig. 4.** Precipitable water  $W(e_0)$  estimated using ground water vapour pressure  $e_0$  is plotted against reference precipitable water  $W(\text{AERONET})$ , calculated from solar photometry (Tõraveres, 2002–2009, 19592 points).

Kuna õhusamba niiskussisaldus Eestis võib ulatuda väärtusteni kuni 4 cm, on tabelis 2 võimalike  $W$  väärtuste piirkond, kuhu mahub nimetatud 19592 arvupaari, jagatud seitsmeks alampiirkonnaks ning kirjeldatud igale piirkonnale vastav protsentuaalne mõõtmiste arv ning lähendväärtuste keskmine ruuthälve baasväärtustest, RMSD (*root mean square deviation*), nii millimeetrites kui protsentides. Kuiva atmosfääri korral,  $0 < W < 0,5$  mm, on keskmine ruuthälve vaid 0,135 mm, kuid kuna baasväärtus on väike, siis moodustab see ruuthälve antud piirkonna keskmisest baasväärtusest tervelt 54%. Soojas atmosfääris, mil  $W > 2$  mm, on keskmine ruuthälve kuni 0,368, kuid suhteline eksimus baasväärtuse suhtes on vaid 11–12%. Märgime siin, et ebatäpsus  $W$ (AERONET) hindamisel on samuti kuni 12% (Holben *et al.*, 1998).

**Tabel 2.** Sadestatava vee hinnangu  $W$  erinevate piirkondade ruutkeskmised erinevused.

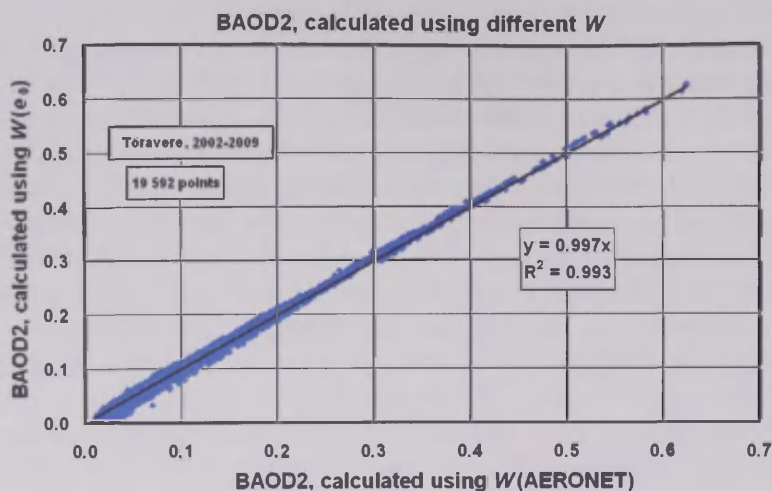
**Table 2.** Root mean square deviations (RMSD) of  $W$  prediction for different  $W$  ranges.

$W$ (AERONET) range, cm	0–0,5	0,5–1,0	1,0–1,5	1,5–2,0	2,0–2,5	2,5–3,0	3,0–4,0
Observations, % of 19 592	9,6	25,6	27,0	22,6	11,6	2,7%	0,9
RMSE, mm	0,135	0,239	0,287	0,293	0,271	0,300	0,368
Relative RMSE, %	54	32	23	17	12	11	11

Joonisel 5 võrreldakse kahte aerosooliosakeste integraalse optilise paksuse andmehaasi omavahel, mis on leitud võrrandi (15) järgi kasutades sisendina mõlemal juhul identset atmosfääri läbipaistvust  $p_2$ , aga erinevaid sadestatava vee väärtusi, vastavalt  $W$ (AERONET) ja  $W(e_0)$ . Mõlemad BAOD2 arvutused on omavahel tugevas korrelatsioonis,  $R^2 = 0,993$  ning omavad peaaegu ideaalset lineaarset seost,  $y = 0,997 x$ . See tulemus kinnitab, et BAOD2 ei ole eriti tundlik sadestatava vee muutustele.

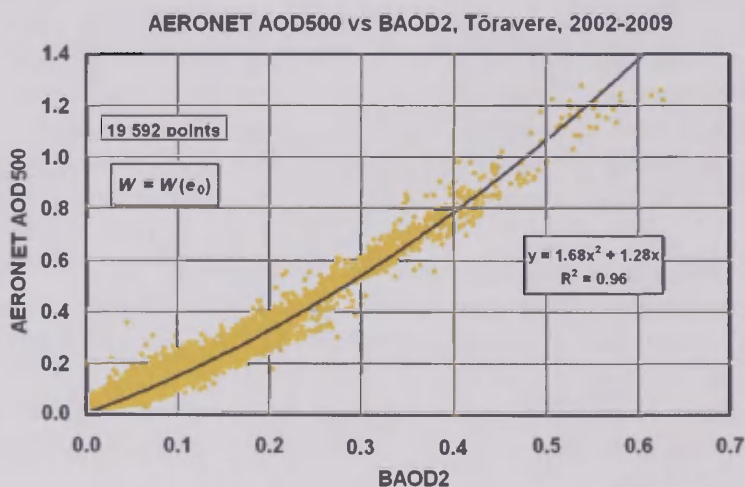
Küsimine nüüd, kuidas aerosooli spektraalne optiline paksus (AOD500) korreleerub tema integraalse ekvivalendi BAOD2-ga? Vastuseks esitame joonise 6, kus on kasutatud eelmainitud mahukat andmebaasi (19592 mõõtmistulemust aastatel 2002–2009) ja kus  $x$ -teljele on kantud AERONET päikesefotomeetri mõõdetud AOD500 andmed (*Level 2, Version 2*), mida on võrreldud BAOD2 väärtustega arvutatuna valemi (15) järgi, millesse on sisestatud õhusamba veeaurusisalduse lähendväärtused  $W(e_0)$ .





**Joon. 5.** Integraalne aerosooli optiline paksus (BAOD2,  $m = 2$ ), mis on arvatud kasutades veeaururõhu kaudu hinnatud niiskussisaldust  $W(e_0)$ , võrrelduna BAOD2-ga, kus on kasutatud  $W(\text{AERONET})$  andmeid (Tõravere, 2002–2009, 19592 punkti).

**Fig. 5.** Broadband aerosol optical depth (BAOD2,  $m = 2$ ), calculated using estimated by the surface water vapour pressure column humidity  $W(e_0)$ , is plotted against the BAOD2 where the  $W(\text{AERONET})$  is used. (Tõravere, 2002–2009, 19592 points).



**Joon. 6.** AOD500 mõõdetud AERONET poolt Tõraveres võrrelduna laiaribalise aerosoolse optilise paksusega BAOD2 optilise massiarvu  $m = 2$  korral (2002–2009, 19592 punkti).

**Fig. 6.** AOD500 as observed by AERONET at Tõravere, Estonia, plotted against the broadband aerosol optical depth BAOD2 for optical mass  $m = 2$  (2002–2009, 19592 points).

Kuigi joonise 6  $x$ -teljele paigutatud teoreetilise arvutuse tulemus (aerosooli laiaribaline optiline paksus BAOD2) on saadud ilma eeldusteta aerosooliosakeste spet-

siifilisemate omaduste kohta atmosfäärisambas (Ångströmi eksponent, osakeste suurus- ja kõrgusjaotus, hajumisindikaator, neeldumiskoeffitsient jne), on saadud üllatavalt tugev kooskõla AERONETi mõõdetud spektraalse AOD500-ga. See kooskõla on matemaatiliselt väljendatav parabooliga, mille determinatsiooni-konstant,  $R^2 = 0,96$ .

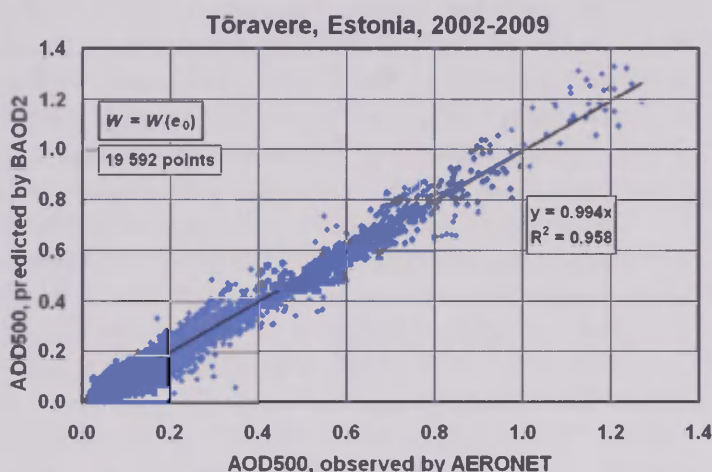
Seega võime esitada spektraalse AOD500 paraboolfunktsioonina integraalsest BAOD2-st:

$$\text{AOD500} = 1,7 (\text{BAOD2})^2 + 1,3 (\text{BAOD2}), \quad (19)$$

kus BAOD2 on arvatud (15) järgi kasutades laiaribalist läbipaistvuse koeffitsienti  $p_2$  ja lihtsa mudeli (18) järgi hinnatud niiskussisaldust  $W(e_0)$ . Oodatult põhjustab  $W(e_0)$  asendamine  $W(\text{AERONET})$ -ga vaid tühiseid muutusi lõpptulemuses (vastavat graafikut pole joonisel 6 esitatud).

Joonisel 7 esitame AOD500 arvatuna valemi (19) järgi kasutades BAOD2 funktsioonina  $p_2$ -st ja  $W(e_0)$ -st võrrelduna AOD500-ga mõõdetud AERONET poolt Tõraveres.

Joonisel 7 kuulub 81,8% punktidest piirkonda, kus  $\text{AOD500}(\text{AERONET}) < 0,2$ . Selle piirkonna ruutkeskmise erinevus ennustatud ja baasväärtuste vahel on 0,022. Saadud number iseloomustab küllalt ilmekalt meetodi, mis hindab spektraalset AOD500 laiaribalise info kaudu, ebatäpsust tüüpilises sumeduse vahemikus antud geograafilises punktis – Tõraveres. Võrdluseks, CIMEL fotomeetri määramatus AOD500(AERONET) mõõtmistel on 0,01 (Holben *et al.*, 1998).



**Joon. 7.** AOD500, mis on arvatud aerosooli integraalse optilise paksuse BAOD2 kaudu, võrrelduna AOD500-ga saadud AERONET andmebaasist Tõraveres mõõtmiste kohta aastatel 2002–2009 (19592 punkti).

**Fig. 7.** AOD500 as predicted by broadband aerosol optical depth, BAOD2, plotted against AOD500 as derived from the AERONET Tõraveres observations from 2002–2009 (19592 points).

Väiksem osa mõõtmisi, 18,2%, asub sumedamas piirkonnas, kus  $AOD_{500} > 0,2$ . Lähendusmeetodi ruutkeskmise erinevus kasvab  $AOD_{500}$  kasvades ja jõuab lõpuks väärtuseni 0,106 väga sumedates olukordades, kus  $1,0 < AOD_{500} < 1,3$  (tabel 3).

Suhteline ruutkeskmise erinevus esimese piirkonna keskmise väärtuse juures, kus  $AOD_{500} = 0,1$  on 22%, kuid see väheneb kõrgemate sumeduste suunas olles 12% järgmise piirkonna jaoks ( $0,2 < AOD_{500} < 0,4$ ). See täpsushinnang pole paha arvestades asjaolu, et koostades meie laiaribalist lähenemisviisi polnud tehtud mingeid eeldusi aastaaja, meteoroloogilise olukorra ja aerosooliosakeste mikrofüüsikaliste parameetrite kohta. Kogu mõõdetud piirkonna optiliste paksuste jaoks, kattes vahemiku  $0 < AOD_{500} < 1,3$ , on saavutatud suurepärase lineaarne sõltuvus ( $y = 0,994 x$ ) ja väga hea korrelatsioon ( $R^2 = 0,958$ ) mudeli järgi ennustatud ning mõõdetud AERONET baasväärtuste vahel.

**Tabel 3.** Erinevate sumeduspiirkondade  $AOD_{500}$  ruutkeskmised vead (Tõraveres).

**Table 3.** RMSE of  $AOD_{500}$  prediction at different turbidity ranges (Tõraveres).

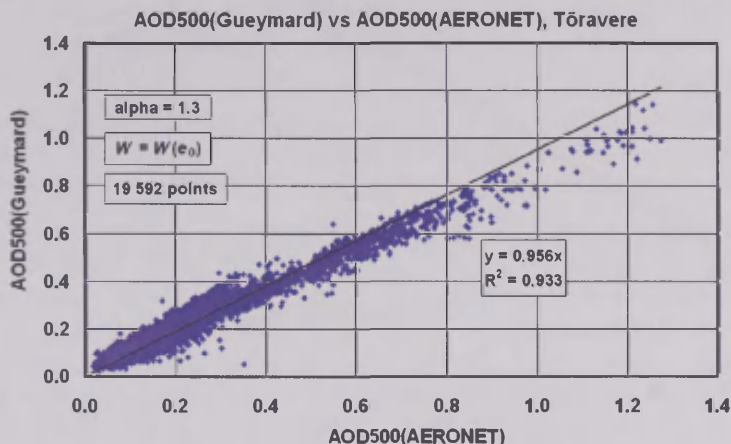
$AOD_{500}$ range	0,0–0,2	0,2–0,4	0,4–0,6	0,6–0,8	0,8–1,0	1,0–1,3
Observations, % of 19592	81,8	13,8	2,3	1,5	0,4	0,2
RMSE, mm	0,022	0,035	0,042	0,047	0,081	0,106
Relative RMSE, %	22	12	9	7	9	9

Tekib küsimus, kas suudaksime saavutada paremat  $AOD_{500}$  hinnangut, kasutades keerulisemat laiaribalist lähendust? Ilmselt ideaalilähedaseim integraalne parametrisatsioon baseerub SMARTS2 mudelil, mille on arendanud C. Gueymard (1995; 1998). Mudel võimaldab üleminekut laiaribaliselt otsekiirguse kiiritustiheduselt  $S$   $AOD_{1000}$ -le (mudeli baaslainepikkus on  $\lambda = 1000$  nm). Sisendparameetritena kasutab mudel  $W$ ,  $O_3$  ja  $NO_2$  hulka ning fikseeritud Ångströmi lainepikkuse eksponenti  $\alpha = 1,3$ . Kui kasutada Ångströmi klassikalist valemit, korrutades  $AOD_{1000}$  väärtusi suurusega  $(1000/500)^{1,3} = 2,46$ , siis tulemuseks saame  $AOD_{500}$  väärtused.

Gueymardi mudeli sisendisse andsime järgmised parameetrid mõõtmistest: laiaribaline otsekiirguse kiiritustihedus  $S_2$  (optiline massiarv  $m = 2$ , Maa-Päike keskmisel kaugusel) ja seniidiisuunalise sadestatava vee  $W$ . Klimatoloogiliste keskmistena hindasime osooni  $O_3$  koguseks 0,34 cm, troposfääri ja stratosfääri  $NO_2$  kogusteks vastavalt 0,03 ja 0,204 matm cm.

Joonisel 8 esitame vertikaalteljel  $AOD_{500}$ (Gueymard), mis on Gueymard'i mudeli järgi hinnatud  $AOD_{500}$ , horsiontaalteljel on  $AOD_{500}$ (AERONET) kui Tõraveres mõõdetud baasväärtused. Suuremate sumeduste korral, kui  $AOD_{500} > 0,4$ , näitab graafik joonisel 8 kasvavat  $AOD_{500}$  alahindamist Gueymardi mudeli poolt. Seda ebakõla saab seletada Tõraveres otsekiirguse mõõtmisteks kasutatava Savinov-Janiševski termo-elektrilise aktinomeetri AT50 omapäraga. Sellel odaval, kuid töökindlal mõõteriistal on vaateväli  $10^\circ$ . Võrdluseks, lääneriikides levinud Eppley pürheliomeetri vaateväli on väiksem,  $5,7^\circ$ . Suurem vaateväli sumeda atmo-

sfääri korral viib meid nn "parasiitse" Päikese ümbruse oreoolikiirguse soovimatu arvestamiseni, mis kasvatab tegelikku otsekiirgust ja tekitab illusiooni paremast läbipaistvusest ning väiksemast sumedusest. Sisestades AT50 poolt pisut suurendatud otsekiirguse  $S$  väärtused Gueymardi mudelisse, tõlgendatakse neid puhtama atmosfäärina ja väljastatakse seetõttu veidi väiksemad AOD väärtused.



**Joon. 8.** AOD500(Gueymard) arvutatud Gueymardi mudeli järgi võrrelduna AOD500 (AERONET)-ga saadud AERONET Tõravere mõõtmistest (19592 punkti aastatel 2002–2009).

**Fig. 8.** AOD500(Gueymard) as predicted by the Gueymard's model, plotted against AOD500(AERONET) as derived from the AERONET Tõravere observations (19592 points from 2002–2009).

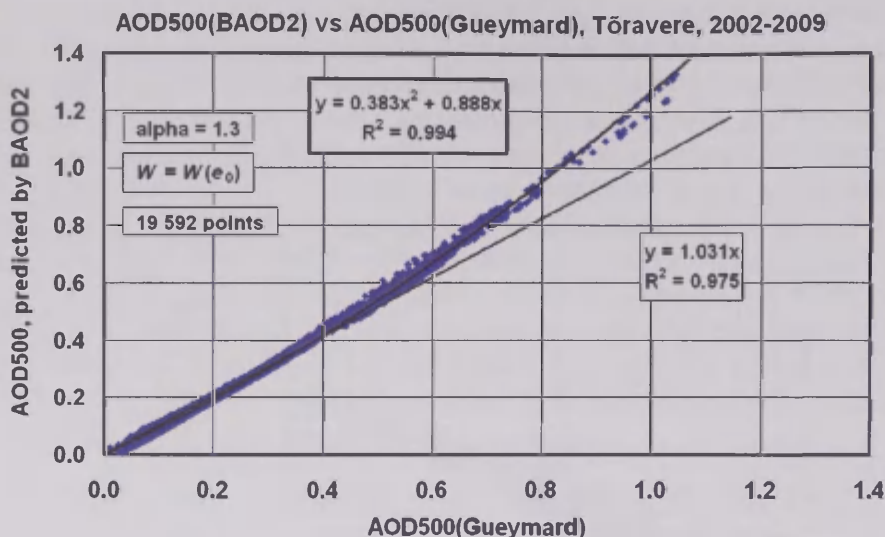
Lahknevus kahe mudeli, AOD500 – leitud BAOD2 kaudu, ning AOD500 – leitud Gueymardi mudeli kaudu, vahel on selgelt näha jooniselt 9, kus sisendandmed on mõlemal mudelil samad. BAOD2 kaudu saadud AOD500 ennustab kõrgemaid väärtusi kui AOD500 Gueymardi järgi ning kompenseerib paremini Päikese oreooli kiirguse suuremate sumeduste korral. Loomulikult, järgides soovitusi, mis on esitatud Carlund *et al.* (2003) poolt, on võimalik tekitada vastav korrektsioon Gueymardi mudelile tõstmaks ennustatavaid AOD500 väärtusi suurema vaateväljaga pürheliomeetri kasutamise korral.

Märkimist väärib aga joonisel 9 toodud punktide tihe kooskõla paraboolse regressioonkõvera ümber

$$y = 0,383 x^2 + 0,888 x, \quad (20)$$

kus  $x = \text{AOD500(Gueymard)}$ . Väga kõrge determinatsioonikoefitsient,  $R^2 = 0,994$ , näitab, et hoolimata süstemaatilisest ebakõlast, on tihe sidusus AOD500 hindamiseks meie ligikaudse "otsetee" mudeli ja kõrgelt hinnatud Gueymardi mudeli vahel.





**Joon. 9.** AOD500 arvutatud BAOD2 kaudu võrrelduna AOD500(Gueymard)-ga kasutades sama sisendit nii integraalse otsekiirguse kiiritustiheduse kui ka sadestatava veeauru puhul Tõravere mõõtmistest ajavahemikul 2002–2009 (19592 punkti).

**Fig. 9.** AOD500 as predicted by BAOD2, plotted against AOD500(Gueymard) using the same inputs of broadband direct beam and predicted precipitable water vapor from Tõravere observations during 2002–2009 (19592 points).

## 8. Järeldused ja kokkuvõte

Käesolevast tööst saab teha järgnevad järeldused.

- A. Aerosooli spektraalse optilise paksuse AOD500 hindamiseks Tõraveres on esitatud lihtne arvutusmeetod, nn "otsetee", mille all mõeldakse integraalsel optilisel paksusel baeruvat mudelit. Sisendina kasutab mudel kahte parameetrit: integraalset Bouguer' läbipaistvuskoeffitsienti,  $p_2$  ja atmosfäärisamba veeaurusisaldust,  $W$ . Põhinedes neile sisenditele, arvutatakse aerosooli laiaribaline optiline paksus, BAOD2, massiarvu  $m = 2$  ehk Päikese kõrguse  $h \approx 30^\circ$  jaoks. Üleminek BAOD2-lt AOD500-le on realiseeritud kasutades parabolset sõltuvust (19).
- B. Paraboolvalemi koeffitsiendid on saadud regressioonseoste abil, kasutades Tõraveres toimunud mõõtmiste mahukat ühendatud andmebaasi: 19592 laiaribalist Päikese otsekiirguse ja maapealse veeaururõhu mõõtmist EMHI poolt ning spektraalse AOD500 mõõtmist AERONET poolt aastatel 2002–2009. Ühendatud andmebaasis vastas 81,8% kirjetest aerosooli optilisele paksusele AOD500 < 0,2. Selles sumeduspiirkonnas on meie meetodi AOD500 määramise ruutkeskmise erinevus 0,022. Võrdluseks, AERONET hindab oma AOD500 määramatuseks 0,01, konkretiseerimata sumeduspiirkonda (Holben *et al.*, 1998). Meie AOD500 hinnangu määramatus

- kasvab AOD500 suurenemise suunas, olles 0,035 piirkonnas, kus  $0,2 < \text{AOD500} < 0,4$  (13,8% mõõtmistest). Väga sumedatel juhtudel, kus  $1,0 < \text{AOD500} < 1,3$ , tekkis ruutkeskmine erinevus 0,11, kuid vastavalt vähenes suhteline viga.
- C. Ühte mudeli sisendsuurust, atmosfäärisamba sadestatavat veeauru  $W$ , arvutasime kasutades sõltuvust maapinnapealsest veeaururõhust  $e_0$ . Selgus, et nii BAOD2 kui ka AOD500 pole eriti tundlikud antud sisendi  $W$  kõikumisest. Kui muuta mudelis veeauru sisendsuurus  $W(e_0)$  AERONET poolt väljastatud  $W(\text{AERONET})$ -ga, siis lõpptulemus ei paranenud, see näitab atmosfääris nõrgenenud päikesekiirguse vähest sõltuvust õhusambas olevast veeaurust, seda eriti soojal aastaajal, mil toimub enamus kiirgusmõõtmisi.
- D. Võrdlesime meie AOD500 arvutamise mudelit Gueymardi (1998) integraalse mudeliga. Suuremate sumeduste korral alahindab Gueymardi mudel süstemaatiliselt AOD500. Ilmselt see ebakõla pole tingitud kummagi mudeli puudustest, vaid Tõraveres kasutatud aktinomeetri suhteliselt suurest ( $10^\circ$ ) vaateväljast. Nimetatud tavalisest suurem vaatenurk tekitab olukorra, kus ka Päikese ümbruse nn oreolikiirgus pääseb instrumendi vaatetorusse. Sel juhul mõõteriist registreerib suurema otsekiirguse kiiritustiheduse väärtuse ning tekitab illusiooni atmosfääri paremast läbipaistvusest ja väiksemast sumedusest.
- E. Kõrge determinatsioonikordaja ( $R^2 = 0,994$ ) meie mudeli ja Gueymardi mudeli tulemuste vahel (joonis 9) näitab, et meie mudel oleks häälestatav ka aktinomeetri abil saadud otsekiirguse andmebaasilt väiksema avanurgaga pürheliomeetri andmebaasile. Selleks tuleks muuta paraboolvalemi (19) koefitsiente.
- F. Meie poolt loodud meetod aerosooli spektraalse optilise paksuse arvutamiseks klassikalise integraalse otsekiirguse kaudu on edasiarendatav arvestamiseks aerosooliosakeste sesoonset ja geograafilist muulikkust. Nimelt on AOD $\lambda$ -le, nagu igale teisele aerosooli optilisele parameetrile, omane suur muutlikkus (Olmo *et al.*, 2001; Smirnov *et al.*, 2002; Aaltonen *et al.*, 2006; Toledano *et al.*, 2007). Tõraveres toimunud mõõtmiste osas tuleks aastaringne andmebaas jaotada osadeks vastavalt aastaegadele, tuule suundadele, kellaaegadele jne.
- G. Esitatud meetodit võib soovitada AOD500 hindamiseks lähiajaloos, kui Tõraveres veel AERONET mõõteriist ei töötanud ja seletada õhu sumeduse trende, mis on seotud vulkaanilise tegevuse, antropogeense saastatuse, metsa- ja rabapõlengutega jne.
- H. Radiomeetrilistes jaamades, kus mõõdetakse nii laia- kui kitsaribalist Päikese otsekiirgust, saab seda meetodit kasutada AOD $\lambda$  kiirhinnanguteks ja kvaliteedikontrolliks.

## Tänuavaldused

Antud uurimistöö on osaliselt finantseeritud Eesti Teadusfondi grandilt nr 7347. Täname Eesti Meteoroloogia ja Hüdroloogia Instituudi ja AERONET töötajaid unikaalsete mõõteandmete eest. Samuti täname TÜ meteoroloogiadotsenti Piia Posti käsikirja lugemise ja asjatundlike märkuste eest.

## Kirjandus

- Aaltonen, V., Lihavainen, H., Kerminen, V.-M., Komppula, M., Hatakka, J., Eneroth, K., Kulmala, M., Viisanen, Y., 2006. Measurements of optical properties of atmospheric aerosols in Northern Finland. *Atmos. Chem. Phys.*, 6, 1155–1164.
- Carlund, T., Landelius, T., Josefsson W., 2003. Comparison and uncertainty of aerosol optical depth estimates derived from spectral and broadband measurements. *J. Appl. Meteor.*, 42, 1598–1610.
- Evnevich, T.V., Savikovskij, I.A., 1989a. Calculation of direct solar radiation and coefficient of atmospheric transparency. *Meteorologija i Gidrologija*, 5, 106–109 (in Russian).
- Evnevich, T.V., Savikovskij, I.A., 1989b. Calculation of direct solar radiation and coefficient of atmospheric transparency. *Soviet Meteorology and Hydrology*, 5, 92–95.
- Gueymard, C., 1995. SMARTS2, a simple model of the atmospheric radiative transfer of sunshine: algorithms and performance assessment. Tech. Rep.FSEC-PF-270-95. [Available from Florida Sol. Energy Center, 1679 Clearlake Rd., Cocoa, FL 32922–5703].
- Gueymard, C., Kambezidis, H., 1997. Illuminance turbidity parameters and atmospheric extinction in the visible spectrum. *Q. J. Roy. Met. Soc.*, 123, 679–697.
- Gueymard, C., 1998. Turbidity determination from broadband irradiance measurements: a detailed multicoefficient approach. *J. Appl. Meteor.*, 37, 414–435.
- Holben, B., Eck, T.F., Slutsker, I., Tanré, D., Buis, J.P., Setzer, P., Vermote, E., Reagan, J.A., Kaufman, Y.J., Nakajima, T., Lavenu, F., Jankowiak, I., Smirnov, A., 1998. AERONET – a federated instrument network and data archive for aerosol characterization. *Remote Sens. Environ.*, 66, 1–16.
- Ionov, D.V., 2010. Tropospheric NO<sub>2</sub> trend over St. Petersburg (Russia) as measured from space. *Russ. J. Earth. Sci.*, 11, ES4004, doi:10.2205/2010ES000437.
- Jakobson, E., Ohvril, H., Okulov, O., Laulainen, N., 2005. Variability of radiosonde-observed precipitable water in the Baltic region. *Nordic Hydrology*, 36, 423–433.
- Jakobson, E., Ohvril, H., Elgered, G., 2009. Diurnal variability of precipitable water in the Baltic region, impact on transmittance of the direct solar radiation. *Boreal Env. Res.*, 14, 45–55.
- Kalitin, N.N., 1938. Actinometry. *Gidrometeorologicheskoe izdatelstvo*, Leningrad-Moscow (in Russian).
- Kallis, A., Russak, V., Ohvril, H., 2005. 100 years of solar radiation measurements in Estonia, Report of the eighth session of the Baseline Surface Radiation Network (BSRN) workshop and scientific review, Exeter, UK, 26–30 July 2004, World Climate Reserch Programme, WMO, WCRP Informal Report No. 4/2005, March 2005.
- Lenoble, J., 1993. Atmospheric radiative transfer. A. Deepak, Hampton, Virginia, USA.
- Maurellis, A., Tennyson, J., 2003. The climatic effects of water vapor. *Phys. World*, May: 29–33 (<http://physicsworld.com/cws/article/print/17402>).

- Mürk, H., Ohvril, H.A., 1990, Engineer method to convert the transparency coefficient of the atmosphere from the one relative airmass to another. *Meteorologija i Hidrologija*, 1, 103–107 (in Russian).
- Myurk, Yu.Kh., Okhvril, Kh.A., 1990. Engineering procedure for adjusting coefficient of atmospheric transparency from one atmospheric mass to another. *Soviet Meteorology and Hydrology*, 1, 89–95.
- Ohvril, H., Okulov, O., Teral, H., Teral, K., 1999. The atmospheric integral transparency coefficient and the Forbes effect. *Solar Energy*, 66, 305–317.
- Ohvril, H., Teral, H., Tee, M., Russak, V., Okulov, O., Jõeveer, A., Kallis, A., Abakumova, G., Terez, E., Guschchin, G., Terez, G., Olmo, F.J., Alados-Arboledas, L., Laulainen, N., 2005. Multi-annual variability of atmospheric transparency in Estonia. *SOLARIS 2005, 2<sup>nd</sup> Joint Conference. International Forum of Experts in Solar Radiation, Hellenic Illumination Committee, Athens*, 42–46.
- Ohvril, H., Teral, H., Neiman, L., Kannel, M., Uustare, M., Tee, M., Russak, V., Okulov, O., Jõeveer, A., Kallis, A., Ohvril, T., Terez, E.I., Terez, G.A., Gushchin, G.K., Abakumova, G.M., Gorbarenko, E.V., Tsvetkov, A.V., Laulainen, N., 2009. Global dimming and brightening versus atmospheric column transparency, Europe, 1906–2007. *J. Geophys. Res.*, 114, D00D12, doi:10.1029/2008JD010644.
- Okulov, O., Ohvril, H., Kivi, R., 2002. Atmospheric precipitable water in Estonia, 1990–2001, *Boreal Env. Res.*, 7, 291–300.
- Okulov, O., 2003. Variability of atmospheric transparency and precipitable water in Estonia during last decades. PhD dissertation. Tartu University Press.
- Okulov, O., Ohvril, H., 2010. Column transparency and precipitable water in Estonia. Variability during the last decades. Lambert Acad. Publish., Saarbrücken, Germany.
- Olmo, F.J., Vida, J., Foyo-Moreno, I., Tovar, J., Alados-Arboledas, L., 2001. Performance reduction of solar irradiance parametric models due to limitations in required aerosol data: case of the CPC2 model. *Theor. Appl. Climatol.*, 69, 253–263.
- Smirnov, A., Holben, B.N., Eck, T.F., Slutsker, I., Chatenet, B., Pinker, R.T., 2002. Diurnal variability of aerosol optical depth observed at AERONET (Aerosol Robotic Network) sites. *Geophys. Res. Lett.*, 29(23), 2115, doi:10.1029/2002GL016305.
- Toledano, C., Sorribas, M., Berjón, A., Morena de la, B.A., Frutos de, A.M., Gouloub, P., 2007. Aerosol optical depth and Ångström exponent climatology at El Arenosillo AERONET site (Huelva, Spain). *Q. J. Roy. Meteor. Soc.*, 133, 795–807.
- Zvereva S.V., 1968. On the absorption of solar radiation by atmospheric water vapor. In *Actinometry and atmospheric optics. Reports of the sixth interdepartmental symposium on actinometry and atmospheric optics, June 1966, Tartu, Valgus*, 117–121 (in Russian).



## **A shortcut from broadband to spectral aerosol optical depth**

Martin Kannel, Hanno Ohvril  
University of Tartu, Institute of Physics

Oleg Okulov  
Estonian Meteorological and Hydrological Institute

### **Summary**

The concept behind the shortcut idea is a close correlation between column broadband aerosol optical depth (BAOD) and aerosol optical depth at 500 nm (AOD500).

The method uses only two input parameters: (a) the Bouguer broadband coefficient of column transparency for optical mass  $m = 2$  (solar elevation about 30 deg); and (b) the integrated column precipitable water vapour which can be roughly estimated using surface water vapor pressure. Creating the method, a large database including almost 20 000 complex, spectral and broadband direct solar beam observations at Tõravere, Estonia during all seasons of an 8-year period, 2002–2009, was used. The AOD500 observations were performed by the AERONET and the broadband direct beam ones by the Estonian Meteorological and Hydrological Institute. Analysis of this database revealed a high correlation between BAOD and AOD500 which enabled transition from broadband to spectral AOD. Almost 82% of the observations in the database belonged to lower turbidities when  $\text{AOD500} < 0.2$ . The RMS error for AOD500 prediction in this range was 0.022. For  $\text{AOD500} = 0.2\text{--}0.4$ , the RMSE was 0.035, for  $0.4\text{--}0.6$ , the RMSE was 0.042. Relative RMSE for these ranges was about 22%, 12% and 9%, respectively. For  $\text{AOD500} > 0.6$ , relative RMSE remained 9%. For comparison, the same database was used to test the Gueymard's broadband parameterization based on his SMARTS2 classic model. The latter, apparently due to problems with circumsolar radiation, systematically underestimated the AOD500. However, there was also a close correlation between our shortcut-results and the Gueymard's broadband parameterization.

## **Pilvisuse filtreerimine päikesekiirguse aegridadest**

Annika Ruusmann, Lennart Neiman

Tartu Ülikooli Füüsika Instituut

### **1. Sissejuhatus**

Üheks Riikliku Keskkonnaseireprogrammi läbiviijaks Eestis on Eesti Meteoroloogia ja Hüdroloogia Instituut (EMHI). EMHI ülesandeks on teha meteoroloogia- ja hüdroloogiaalaseid vaatlusi, tagades vastavate andmete kogumise ja analüüsi. Eesti meteoroloogiline ja hüdrooloogiline vaatlusvõrk koosneb 99 vaatlusjaamast. Üheks kaheksast vaatlusvõrgus läbiviidavast programmist on EMHI poolt teostatav aktinomeetriline vaatlusprogramm (<http://www.emhi.ee/?ide=1>).

Käesolev uurimistöö põhineb ühe EMHI vaatlusjaama – Tartu-Tõravere Meteoroloogiajaama Päikese laiariibalise otsekiirguse 2006. aasta mõõtmisandmetel. Maale langeva Päikese otsekiirguse hulk sõltub atmosfääri läbipaistvusest, mida lisaks pilvisusele mõjutab otseselt ka saasteainete hulk õhus. Õhusaaste hindamise seisukohalt omavad väärtust need mõõtmised, mis on tehtud pilvitu taeva korral. Käesolevas uurimistöös kasutatakse Tartu-Tõravere Meteoroloogiajaamas ööpäevaringselt automaatselt registreeritud Päikese otsekiirguse filtreerimata aegrida. Antud töö põhineb Marshaki ja Alexandrovi Päikese kitsariibalise otsekiirguse (lainepikkusel 870 nm) aegridade filtreerimismetoodika (Alexandrov *et al.*, 2004) modifitseerimisel ja rakendamisel laiariibalisele otsekiirgusele.

Eesti kliimale on iseloomulik pilvine taevast ja selgete ilmade suhteline vähesus, eriti sügis-talvisel perioodil, kui on vajalik hoonete kütmine, mis toob kaasa õhusaaste suurenemise. Keskkonnaseire teostamiseks vajame aga aastaringset teavet õhusaaste kohta. Pilvisuse algoritmi rakendamisel osalise pilvisusega päevadel on aastaringse õhuseire jaoks oluline tähtsus.

### **2. Pilvisuse algoritm Päikese otsekiirguse aegridade filtreerimisel**

Uurimistöös on kasutatud Päikese laiariibalise otsekiirguse 2006. aasta Tõravere aegrida. Automaatseadme poolt Päikesele suunatud aktinomeetri mõõdetud kiirgusvoogu registreeritakse iga minuti järel, olenemata otsekiirguse intensiivsusest, Päikese kõrgusnurgast ja pilvisusest. Kiirgusvoog võimaldab meil arvutada õhu läbipaistvuse, mille alusel on võimalik hinnata saasteainete sisaldust õhus. Õhusaaste hindamiseks sobivad ainult need mõõtmised, mis on tehtud pilvitu päikesekettaga. Pilved hajutavad ja neelavad Päikese kiirgust, ning seega muutub registreeritav kiirgusvoog. Pilvitu taevaga mõõdetud kiirgusvoogude väljafiltreerimine mõõtmiste koguhulgast on väga oluline õhu läbipaistvuse hindamiseks. Antud probleemi lahendus on keskkonna seisundi hindamisel väga vajalik ja sellega on

suhteliselt pikka aega tegeldud. Üks võimalus pilvisust määrata on uurida kiirgusvoogude muutlikkust. Pilvisuse korral kiirgusvoog muutub kiiresti, pilvevaba päikeseketta korral on aga muutused suhteliselt aeglased. Pilvisuse algoritmi võib saada, kui me kiirgusvoogude standardhälbele seame lävendi (Smirnov *et al.*, 2001). Kui mingite kindlate lühikeste ajavahemike jooksul mõõdetud kiirgusvoogude standardhälve on suurem lävendist, loetakse ilma selle ajavahemiku jooksul pilviseks, kui aga väiksem, siis loetakse, et päikeseketas on pilvevaba. Mõned mudelid arvestavad otsekiirguse ja hajunud kiirguse suhet (Long, Ackerman, 2000).

Üheks huvitavaks võimaluseks on Alexandrovi ja Marshaki poolt pakutud päikesekiirguse aegridade filtreerimise algoritm (Alexandrov *et al.*, 2004), mida rakendati käesolevas töös Tõravere 2006. aasta Päikese laiaribalise otsekiirguse mõõtmistele. Varem, enne pilvisuse algoritmi, kasutasid Alexandrov *et al.* (2002) pilvisuse määramiseks lihtsalt optilise paksuse ajast sõltuvuse graafiku vaatamist ja lugesid need ajavahemikud, mil optiline paksus on muutlik, pilviseks. Alexandrovi ja Marshaki mõõtmised toimuvad iga 20 sekundi järel kitsas spektriribas lainepikkusel 870 nm, mis võimaldab mitte arvestada veeauru mõju. Alexandrovi jt mõõdetud kiirgusest arvutatud optiline paksus on defineeritud kui aerosooli optiline paksus (AOD) pluss pilvedest tingitud optiline paksus (COD) pluss Rayleigh hajumisest tingitud optiline paksus ning leitav järgneva valemi abil:

$$\tau = -\ln\left(\frac{I}{I_0}\right) \mu - \tau_R, \quad (1)$$

kus  $I_0$  on spektraalne kiirgusvoog atmosfääri kohal lainepikkusel 870 nm,  $I$  – spektraalne kiirgusvoog lainepikkusel 870 nm maapinnal vaatluskohas, mõõdetuna radiomeetriga (siin ja edaspidi mõeldakse ainult otsekiirgust),  $\mu$  – massiarvu pöördväärtus,  $\tau_R$  – Rayleigh hajumisest tingitud liige.

Taevas loeti pilvituks, kui mõõteriista ja Päikese vahelisel alal puudusid pilved. Pilvisuse hindamisel kasutati parameetrit  $\varepsilon$ , mis iseloomustab atmosfääri ajalist mittehomoogeensust:

$$\varepsilon = 1 - \frac{\exp[\ln(\tau)]_{\text{kesk}}}{\tau_{\text{kesk}}} \quad (2)$$

kus  $\tau_{\text{kesk}}$  on libisev keskmine üle 15 järjestikuse mõõtmistulemuse, mis jäävad viieminutilise ajaintervalli sisse. Parameeter  $\varepsilon$  väärtus jääb 0 ja 1 vahele, olles null ajas homogeensete, vähe muutuvate optiliste paksuste korral ja 1 äärmiselt mittehomoogeensete, väga muutlike optiliste paksuste korral. Suurus  $(\ln\tau)_{\text{kesk}}$  on  $\tau$  logaritmid keskvärtus. Arvutades  $\varepsilon$ , saame hinnata pilvede mõju optilise paksuse väärtustele. parameeter  $\varepsilon$  on invariantne  $\tau$  konstandiga korrutamise suhtes. Parameeter  $\varepsilon$  iseloomustab atmosfääri suhtelist muutlikkust. Teades  $\varepsilon$  väärtust ei ole meil otse võimalik hinnata kiudpilvede esinemist, sest kiudpilvedele iseloomulikud

$\varepsilon$  väärtused on sarnased aerosooli iseloomustavate  $\varepsilon$  väärtustega st kiudpilvede optiline paksus on samas suurusjärgus kui aerosooli optiline paksus AOD korrutatud mingi konstandiga. Parameeter  $\varepsilon$  on aga invariantne sellise konstandiga korrumatamise suhtes. Seega ei saa neid eristada, seades mittehomoogeensuse parameetritele  $\varepsilon$  lävendväärtuse. Et eristada selget taevast õhukeste pilvedega kaetud taevast peab modifitseerima esialgset optilist paksust, tuues AOD ja COD (pilve optiline paksus) sama keskvväärtuseni, säilitades nende fluktuatsioonide struktuuri ja ulatuse. Seda tehakse nii, et optilise paksuse aegreas olevast  $\tau$  lahutatakse tema libisev keskmine  $\tau_{\text{kesk}}$  (15 andmepunkti, ajaline aken 5 min) ja liidetakse tulemusele mingi kindel konstant  $\tau_{\text{const}}$ , mis peab olema suurem nullist. Valiti  $\tau_{\text{const}} = 0,2$ . Pilvisuse filtreerimise tulemused ei sõltu selle konstandi täpsest väärtusest, eeldusel, et ta on sobivas suurusjärgus. Ümber normeerides  $\tau$  saame uue optilise paksuse  $\tau'$ :

$$\tau' = \tau - \tau_{\text{kesk}} + \tau_{\text{const}} \quad (3)$$

Optilisele paksusele  $\tau'$  on iseloomulik aerosooli optilisele paksusele tüüpiline keskvväärtus, kuid aerosoolist ja pilvedest tingitud  $\tau'$  fluktuatsioonid on erinevad. Parameeter  $\varepsilon'$  leitakse eeltoodud  $\varepsilon$  valemi põhjal, asendades selles valemis oleva  $\tau$  väärtused  $\tau'$  väärtustega. Seega saadakse valem  $\varepsilon'$  arvutamiseks

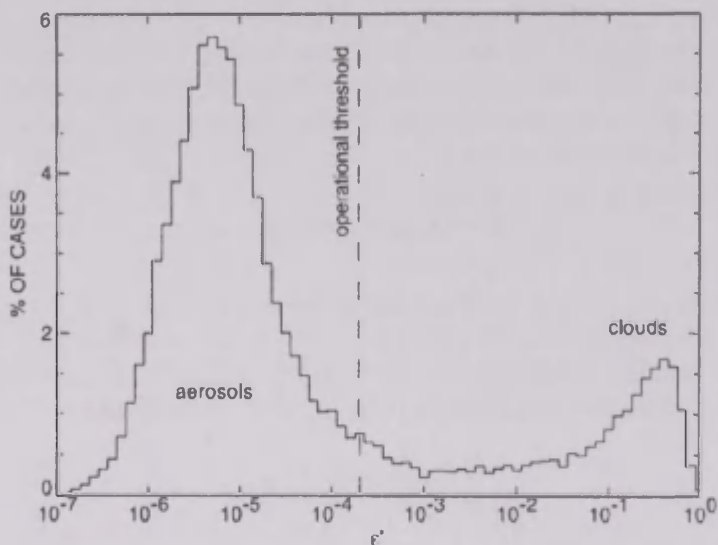
$$\varepsilon' = 1 - \frac{\exp[\ln(\tau')]_{\text{kesk}}}{\tau'_{\text{kesk}}} \quad (4)$$

Nagu  $\varepsilon'$  valemist on näha, ei ole võimalik arvutada neid  $\varepsilon'$  väärtusi, kus  $\tau' \leq 0$ , sest naturaallogaritm argument peab olema positiivne. Seega kõik punktid  $\tau' \leq 0$  loetakse pilvisteks. Pilvisust võimaldab analüüsida erinevate  $\varepsilon'$  väärtuste esinemise sagedus, mis on kujutatud joonisel 1. See meetodika võib viiest minutist lühemaid päikesepaistelisi ajaintervalle ekslikult tõlgendada kui pilviseid. Abstsissiteljel on toodud  $\varepsilon'$  väärtused ja ordinaatteljel  $\varepsilon'$  väärtuste esinemise sagedus (% of cases). Joonisel 1 on eristatav üks suur peamaksimum, mille annavad aerosoolile iseloomulikud  $\varepsilon'$  väärtused. Joonisel on nähtav ka teine tunduvalt madalam kõrvalmaksimum, mis paikneb palju suuremate  $\varepsilon'$  väärtuste juures. Teine, madalam maksimum on iseloomulik pilvede  $\varepsilon'$  väärtustele. Graafik võimaldab eristada lävendi abil pilvedele vastavaid  $\varepsilon'$  väärtusi aerosoolile vastavatest  $\varepsilon'$  väärtusest. Kitsaribalise kiirguse filtreerimisel valiti  $\varepsilon'$  lävendi väärtuseks 0,0002.

Kõik mõõtmised, mille puhul  $\varepsilon'$  väärtus oli väiksem kui 0,0002, loeti tehtuks selge taevaga (pilved ei kata päikeseketast). Lävendi (epsilon-primmi kriteeriumi) väärtus 0,0002 hindab pigem konservatiivselt väikese osa selgeid ajahetki pilviseks kui pilviseid ajahetki selgeks. Eeldades, et lävendi põhjal valitud punktide naaberpunktidele, mis ei kvalifitseerunud lävendi järgi pilvituks, on iseloomulik peaaegu sama optiline paksus, tuli kaasata veel täiendavaid punkte. Selle asemel, et kasutada täiendavate punktide saamiseks  $\varepsilon'$  lävendi suurendamist, jäeti  $\varepsilon'$  lävendi



väärtus muutmata ja kasutati lävendiga pilvituks mittekvalifitseerunud punktide kontrollimist piirjoonega. Piirjoone optilise paksuse väärtusest suurema optilise paksusega punktid loeti pilviseks, väiksema optilise paksusega punktid aga selgeks. Piirjoone saamiseks korrutati lävendiga selgeks kvalifitseerunud punktide optilised paksused teguriga 1,2. Kvalifitseerunud punktide piirjoonte otspunktid ühendati sirgjoonega, interpolatsioonijoonega. Kõik punktid, mille optilise paksuse väärtused jäävad interpolatsioonijoonest allapoole, loeti pilvitu taevaga mõõdetuks.



**Joon. 1.** Kitsaribalise kiirguse mittehomogeensuse parameetri  $\epsilon'$  sagedus sõltuvalt  $\epsilon'$  väärtustest (Alexandrov *et al.*, 2004).

**Fig. 1.** Statistical distribution of values of the inhomogeneity parameter  $\epsilon'$  for direct beam measurements in 870 nm (Alexandrov *et al.*, 2004)

### 3. Tõravere 2006. aasta Päikese laiariibalise otsekiirguse filtreerimine

Uurimistöö põhineb Tartu-Tõravere Meteoroloogiajaama Päikese laiariibalise otsekiirguse 2006. aasta mõõtmisandmetel. Kasutasime laiariibalist kiirgust, seega peame arvestame kiirguse neeldumist veeaurus. Kuigi meie mõõtmistele on mõnevõrra segavaks faktoriks mõõdetava kiirguse intensiivsuse muutumine atmosfääri veeaurusisalduse muutumise tõttu, on laiariibalise kiirguse mõõtmisel ka mõningaid eeliseid kitsaribalise kiirguse mõõtmise ees. Nimelt on laiariibalist kiirgust mõõdetud tunduvalt pikemat aega kui kitsaribalist kiirgust ja kõik aastatetagused mõõtmised on saadud ainult laiariibalise kiirgusega. Kitsaribalise kiirguse mõõtmine on ka tehniliselt tunduvalt keerukam, sest selleks kasutakse filtreid, mille omadused võivad aja jooksul muutuda ja see põhjustab kiirgusvoogude näitude "ujumist". Samuti on kitsaribaline kiirgus on ligi kolm suurusjärku nõrgem kui

laiaribaline, ning kitsaribalise kiirguse mõõtmisel on seetõttu suhteline määramatus suurem kui laiariibalise kiirguse mõõtmisel.

Päikesekiirguse aegridade filtreerimisel lähtuti eelpool kirjeldatud Aleksandrovi ja Marshaki pilvisuse algoritmi meetodikast ning arvutati Tartu-Tõravere Meteoroloogiajaama 2006. aasta mõõtmistest kõik vajalikud parameetrid. Arvutused tehti Excel 2002 programmi abil, võttes aluseks Lennart Neimani programmi kuue päeva kohta (1.07.06 – 6.07.06), mida kasutati 30 päeva programmi koostamisel. Käesoleva töö tulemusena saadi neli mahukat faili. Iga fail sisaldab 43204 rida ja 60 veergu. Uuritav 30-päevane periood valiti nii, et see hõlmaks igal korral erineva aastaaja. Neli erinevat perioodi olid 4.04.06 – 5.05.06 (kevad), 1.07.06 – 31.07.06 (suvi), 23.09.06 – 25.11.06 (sügis) ja 18.01.06 – 10.03.06 (talv). Ühe perioodi epsilon-primm lävendi (epsilonkriteeriumi) leidmiseks valiti 30 järjestikku asetsevat päeva, mille päeva keskmine kiirgusvoo tihedus ületas  $1 \text{ W/m}^2$ . Erinevalt Alexandrovi jt kitsaribalise kiirguse meetodikast arvutati veeauru, aerosooli ja pilvede summaarne laiariibaline optiline paksus  $\tau$  läbipaistvusest  $p_2$  valemiga

$$\tau = -0,5 \cdot \ln \frac{p_2^2}{t_{\text{CDA},2}} \quad (5)$$

arvestades Eesti puhta kuiva õhu keskmist optilist läbitavust

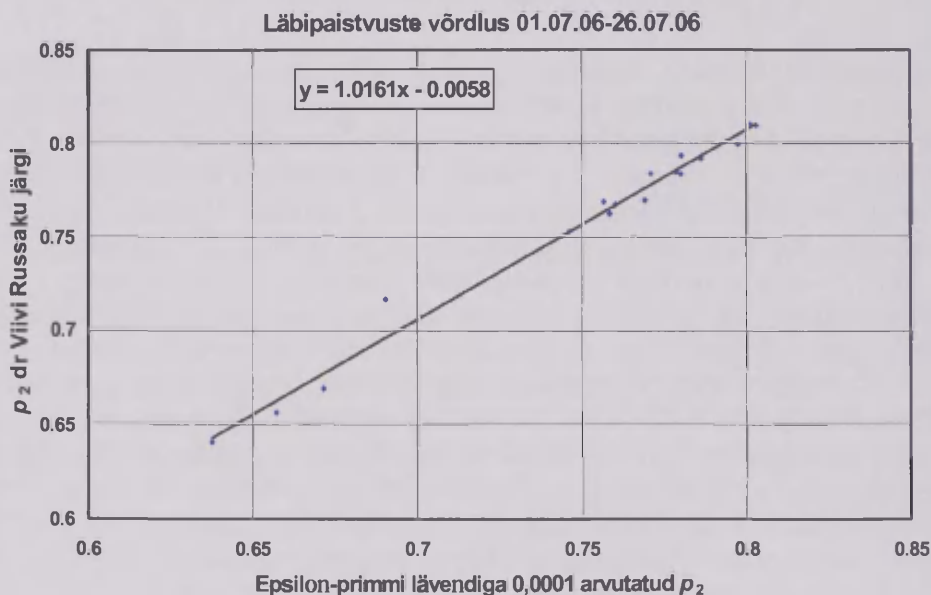
$$t_{\text{CDA},2} = 0.819 \quad (6)$$

Järgnevalt analoogiliselt kitsaribalisele kiirgusele leiame  $\tau'$ , kasutades selleks  $\tau$  seitsme järjestikuse väärtuse libisevat keskmist (sarnaselt Alexandrovi jt 15 väärtuse libisevale keskmisele). Igas minutis mõõdetakse üks (Alexandrovil jt kolm) kiirgusvoo tiheduse väärtust ja arvutakse  $\tau$ . Laiariibalisele kiirgusele kasutame 7 minuti libisevat keskmist (meie ajaline aken on 7 minutit).  $\tau'$  leiame analoogiliselt alapunktis 2 toodud  $\tau'$  valemile. Samuti valime sarnaselt  $\tau_{\text{const}} = 0,2$  (Alexandrov *et al.*, 2004). Kuigi veeauru ja aerosooli hulk atmosfääris on aastaegade vaheldumisega seotud, siiski kasutati laiariibalise kiirguse puhul kõikide aastaegade jaoks sama  $\tau_{\text{const}} = 0,2$  nagu Alexandrov jt kitsaribalise kiirguse jaoks. Alexandrov ja Marshak valisid  $\varepsilon'$  lävendi nii, et see paikneks peamaksimumi ja miinimumi vahel, kasutades lävendit 0,0002. Mida väiksema lävendi me valime, seda vähem punkte loetakse päikesepaisteliseks. Lävendi valimiseks sai kasutatud dr Viivi Russaku poolt arvutatud 2006. aasta juuli 17 päeva keskmisi  $p_2$  väärtusi. Dr Russak arvutas  $p_2$  ainult nende ajamomentide jaoks, kui tema hinnangul aktinomeetri ja Päikese vahel ei olnud pilvi. Dr Russak arvutas  $p_2$  väärtused umbes ühe üksikmõõtmise jaoks (ühe minuti keskmise  $p_2$  väärtuse) tunni aja kohta, kui Päikese ees ei olnud pilvi. Pilviste ajahetkede jaoks  $p_2$  väärtusi ei arvutatud. Kõikide päeva kohta arvutatud  $p_2$  väärtuste põhjal leidis ta päeva keskmise läbipaistvuse. Käesolevas töös arvutati nende samade 17 päeva keskmised  $p_2$  väärtused keskmistades üle

kõigi selliste  $p_2$  väärtuste (kuni 60 väärtust tunnis), mis olid mõõdetud siis, kui  $\varepsilon'$  oli väiksem lävendist. Iga päeva käesolevas töös leitud keskmine  $p_2$  väärtus on kantud graafiku abstsissiteljele, Viivi Russaku  $p_2$  võrdlusväärtus aga sama graafiku ordinaatteljele (vt joonis 2). Ideaalse kooskõla korral peaks graafik kujutama funktsiooni  $y = x$ . Valides  $\varepsilon'$  lävendiks 0,0001 langevad käesoleva töö päeva keskmised läbipaistvuse väärtused hästi kokku Viivi Russaku poolt arvatud vastavate väärtustega.

Seega kasutame laiaribalise kiirguse jaoks  $\varepsilon'$  lävendit 0,0001 (ehk  $\varepsilon'$  läviväärtust 0,0001). Kõik mõõtmised, mille puhul  $\varepsilon' < 0,0001$ , loeme tehtuks selge taevaga. Alexandrovi jt töös ei piirduta ainult eelpoolkirjeldatud ajahetkede lugemisega päikesepaistelisteks. Analoogiliselt Alexandrovi jt leiame täiendavaid päikesepaistelisi ajahetki.

Joonistel 3, 4 ja 5 on toodud kolme aastaaja  $\varepsilon'$  väärtuste sageduse graafikud (histogrammide). Joonistelt on näha, et kõikidel graafikutel on sarnane kuju: kõik nad omavad analoogiliselt joonisel 1 kujutatud  $\varepsilon'$  väärtuste esinemissageduse graafikuga ühte peamaksimumi, mis asub vasakul. Vasakul oleva peamaksimumi ümbruses paiknevad  $\varepsilon'$  väärtused iseloomustavad aerosooli ja veeauru koosmõjule iseloomulikke  $\varepsilon'$  väärtusi, kus atmosfääri optilised omadused muutuvad aeglaselt, pilvi ei ole. Peamaksimumile järgneb paremal pool miinimum ja seejärel üks või mitu väikest kõrvalmaksimumi. Peamaksimumile järgnevast miinimumist paremal pool olevad maksimumid iseloomustavad pilvedele omaseid  $\varepsilon'$  väärtusi. Siin atmosfääri optilised omadused muutuvad kiiresti.

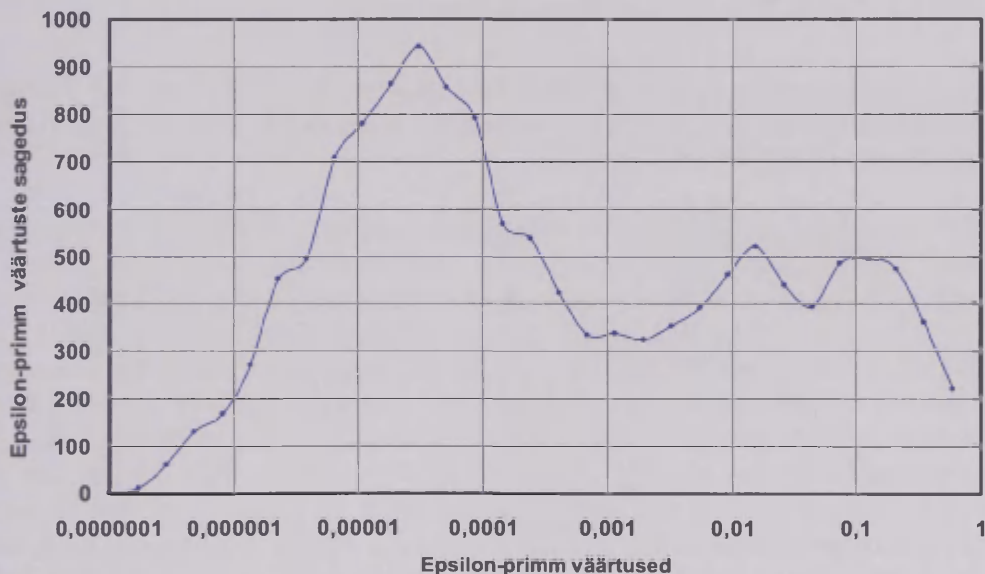


**Joon. 2.** Päevakeskmiste  $p_2$  (lävend 0,0001) võrdlus dr Russaku tulemustega.

**Fig. 2.** Daily averages of the atmospheric integral transparency coefficient (threshold value 0.0001). Comparison with the results of Dr Russak.

Saadud histogrammidel ei ole aerosooli ja pilve juhtumid nii sügava miinimumiga eraldatud kui Alexandrovil jt (vt joonis1). See võib olla tingitud veeauru segavast mõjust (laiaribaline kiirgus), aga võib olla tingitud ka USA Suure Tasandiku erinevast kliimast võrreldes Tõravere kliimaga. Valdavad pilvetüübid Suurel Tasandikul 2000. a septembrikuu 26 päeval võisid olla üpris erinevad Tõravere valdavatest pilvetüüpidest 2006. aastal. Nagu histogrammidelt näha, ei paikne iseloomulike  $\varepsilon'$  esinemissageduste maksimumid alati kindlate  $\varepsilon'$  väärtuste juures. On näha, et  $\varepsilon'$  väärtuste sagedused on tunduvalt madalamad talvise ja sügise perioodi graafikute puhul, sest päevi, mille kiirgusvoo tihedused ületavad  $199 \text{ W/m}^2$ , on sügisel ja talvel vähem. Võib näha, et kevade ja suve graafikud on sarnased. Mõlema  $\varepsilon'$  väärtuste esinemissagedust iseloomustav peamaksimum paikneb  $\varepsilon'$  väärtuste  $1 \cdot 10^{-5}$  kuni  $1 \cdot 10^{-4}$  vahel. Seevastu sügise ja talve graafikutel esinemissageduse peamaksimum paikneb  $\varepsilon'$  väärtustel  $1 \cdot 10^{-5} - 1 \cdot 10^{-6}$  vahel ja väärtuste sagedused on tunduvalt madalamad.

Epsilon-primm väärtuste sagedus juulis 2006 (1.07.06 – 31.07.06)

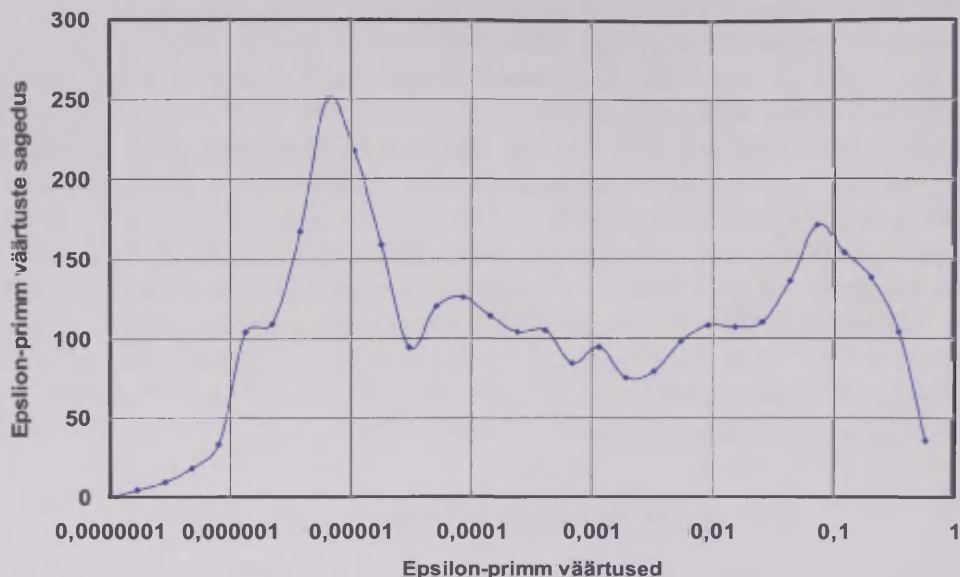


Joon. 3. Epsilon-primm sagedusjaotus 1.07.06 – 31.07.06.

**Fig. 3.** Statistical distribution of values of the inhomogeneity parameter  $\varepsilon'$ , direct broadband solar radiation (1.07.06 – 31.07.06).



## Epsilon-primm väärtuste sagedus talvel 2006 (18.01.06 – 10.03.06)

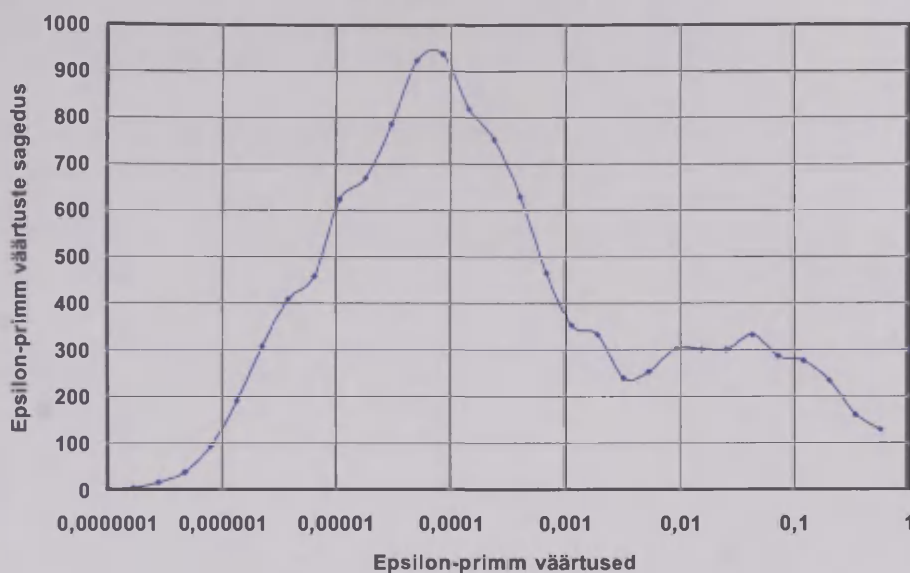


Joon. 4. Epsilon-primm sagedusjaotus 18.01.06 – 10.03.06.

**Fig. 4.** Statistical distribution of values of the inhomogeneity parameter  $\varepsilon'$ , direct broadband solar radiation (18.01.06 – 10.03.06).

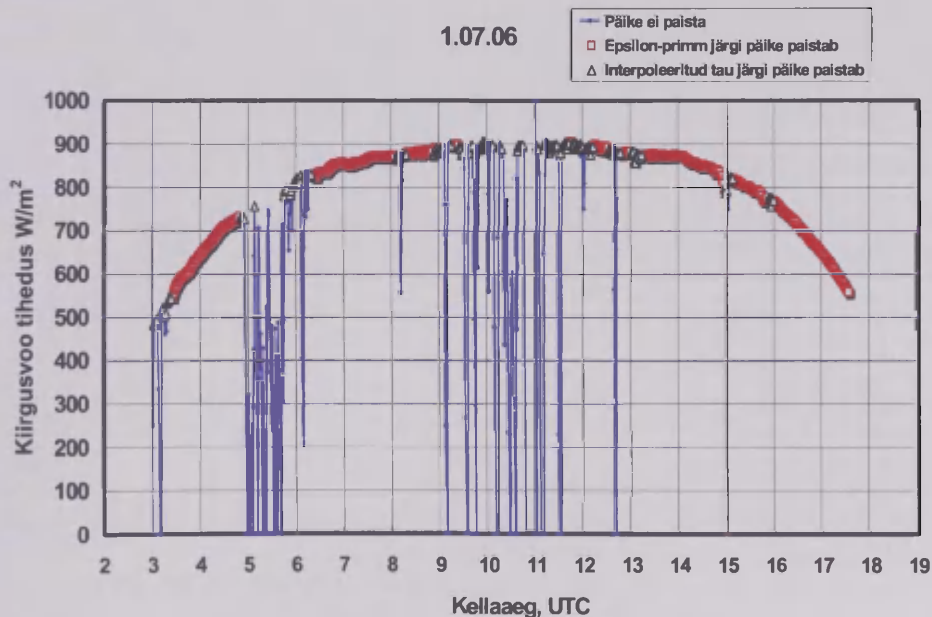
Talvel ja sügisel on histogrammi maksimum tunduvalt väiksemate  $\varepsilon'$  väärtuste juures, sest sügisel ja talvel on aerosooli osakesi vähem kui kevadel ja suvel. Seetõttu on sügisel ja talvel aerosooli optiline paksus suhteliselt väike ning ka tema muutumise ulatus väike. Kahtlemata tuleb arvestada, et Tartu-Tõravere 2006. aasta andmed on laiaribalise otsekiirguse mõõtmised ja kiirgust neeldub ka veeaurus. Parameetri  $\varepsilon'$  väärtuste histogrammi sai algul proovitud leida ka 30-st oluliselt väiksema päevade arvuga. Sellisel juhul ei joonistunud välja tugevat globaalset maksimumi, seda eriti sügistalvisel perioodil. Päevade arv, mida kasutatakse  $\varepsilon'$  lävendi leidmiseks, võiks esialgsel hinnangul jääda 25 – 30 vahele. Kahtlemata, mida rohkemate ajaintervallide jooksul on võimalik hinnata adekvaatselt pilvisust, seda paremini antud valemiteel põhinev pilvisuse filtreerimine töötab. Eriti oluline on see sügistalvisel perioodil, kus pilvitut taevast on vähe ja päiksepaiste intervallid on suhteliselt lühiajalised, ning on võimalik õhusaaste tõus seoses kütteperioodi algusega. Järgnevalt arvestades lävendit ja kaasates täiendavalt interpolatsioonijooni abil punkte saadi filtreeritud laiaribalise kiirguse graafik (vt joonis 6) Punase värviga tähistati punktid, mis loeti päiksepaiste punktideks lähtuvalt epsilon-primmi lävendist ja kollasega täiendavalt interpolatsioonijoonega kaasatud lähedased punktid.

Epsilon-primm sagedus kevadel 2006 (4.04.06 – 5.05.06)



Joon. 5. Epsilon-primm sagedusjaotus 4.04.06 – 5.05.06.

Fig. 5. Statistical distribution of values of the inhomogeneity parameter  $\epsilon'$ , direct broadband solar radiation (4.04.06 – 5.05.06).



Joon. 6. Filtreeritud laiaribaline otsekiirgus Tõraveres 1.07.06.

Fig. 6. Direct broadband solar radiation after applying the cloud screening algorithm (Tõraveres, 1.07.06).

#### 4. Järeldused

1. Alexandrovi jt poolt väljatöötatud kitsaribalise kiirguse filtreerimise metoodika on modifitseeritult rakendatav ka laiaribalise päikesekiirguse aegride filtreerimiseks.
2. Ajalise mittehomogeensus parameetri  $\varepsilon'$  väärtuste sagedusjaotuse maksimumi asukoht muutus vastavalt aastaegadele, ning kõikidel graafikutel väljendunud miinimum ei olnud nii sügav kui kitsaribalise kiirguse puhul.
3. Kevade ja suve graafikutel paikneb mõlema  $\varepsilon'$  väärtuste esinemissagedust iseloomustav peamaksimum  $1 \cdot 10^{-5}$  ja  $1 \cdot 10^{-4}$  vahel, seevastu sügise ja talve graafikute peamaksimumid jäävad  $\varepsilon'$  väärtuste  $1 \cdot 10^{-6}$  ja  $1 \cdot 10^{-5}$  vahele.
4. Sügise ja talve graafikute  $\varepsilon'$  sagedusjaotuste peamaksimum on tunduvalt madalam kui suve ja kevade  $\varepsilon'$  sagedusjaotuste peamaksimum, sest päevi, mille kiirgusvoo tiheduste väärtused ületavad  $199 \text{ W/m}^2$ , on sügisel ja talvel tunduvalt vähem. Sügise ja talve  $\varepsilon'$  sagedusjaotuste graafikutel asuvad peamaksimumid väiksemate  $\varepsilon'$  väärtuste juures, sest aerosooli optiline paksus on väiksem ja vastavalt on väiksem ka optiliste paksuste muutuste ulatus.
5. Saadud suviste andmete filtreerimisel oli kokkulangevus dr Russaku tulemustega kõige parem, kui epsilon-primm lävendiks valiti  $1 \cdot 10^{-4}$ .
6. Kui vaatlusperiood on osaliselt kaetud võrdlusandmetega, siis on võimalik nende alusel täpsemalt paika panna  $\varepsilon'$  lävend ja kasutada sama  $\varepsilon'$  lävendit kogu vaatlusperioodi ulatuses, mis võimaldab küllalt suure täpsusega filtreerida pilvisust.
7. Kitsaribalise kiirguse filtreerimise metoodika on väärt täiendavat edasiarendamist laiaribalise kiirguse jaoks, kaasates programmi täiendavaid atmosfääri parameetreid, nagu näiteks seda on õhuniiskus ja tuule kiirus.

#### Tänuavaldused

Autorid tänavad dr Viivi Russakut võrdlusandmete esitamise eest ja dots Hanno Ohvrilit kasulike nõuannete ja märkuste eest. Tööd on toetatud ETF grandist 7347.

#### Kirjandus

- Alexandrov, M., Marshak, A., Cairns, B., Andrew, A., 2004. Automated cloud screening algorithm for MFRSR data. *Geophys. Res. Lett.*, 31, L04118, doi:10.1029/2003GL019105.
- Alexandrov, M., Lacis, A., Carlson, B., Cairns, B., 2002. Remote sensing of atmospheric aerosols and trace gases by means of Multi-Filter Rotating Shadowband Radiometer. Part I: retrieval algorithms. *J. Atmos. Sci.*, 59, 524–543.
- Long, C., Ackerman, T., 2000. Identification of clear skies from broadband pyranometer measurements and calculation of downwelling shortwave effects. *J. Geophys. Res.*, 105(D12), doi:10.1029/2000JD900077.
- Russak, V., Kallis, A., 2003. Eesti kiirguskliima teatmik. EMHI, Tallinn.

Smirnov, A., Holben, B., Eck, T., Dubovik, O., Slutsker, I., 2001. Cloud screening and quality control algorithms for the AERONET database. *Remote Sensing of Environment*, 73, 337–349.

### **Cloud screening algorithm for time series of solar radiation**

Annika Ruusmann, Lennart Neiman  
University of Tartu, Institute of Physics

#### **Summary**

An essential part of environmental protection is air monitoring, which provides information on the concentrations of polluting substances in the atmosphere. In the present study, a cloud screening algorithm was used for filtering of time series of the direct broadband solar radiation, measured at the Tartu-Tõravere Meteorological Station during 2006. The work is based on the modification of the algorithm proposed by Alexandrov and Marshak for filtration of the time series of the narrow-band (870 nm) direct solar beam, and its application for the wide-band direct beam. Comparing the graphs with reference data compiled on the basis of the arithmetic mean of  $p_2$  for the same days, we can state that the modified method for the wide-band solar beam, derived from the method for the narrow-band beam, is worth to be developed further.



## **90 aastat ilmavaatlusi Jõgeval**

Helle-Mare Raudsepp

Eesti Looduseuurijate Seltsi Jõgeva ilmahuvikeskus

Laine Keppart

Jõgeva Sordiaretuse Instituut

### **1. Ilmavaatluste algusaastad Jõgeva alevikus 1922–1964**

Jõgeva ilmajaama ajalugu on tihedalt seotud Jõgeva Sordiaretuse Instituudiga. Kui 1920. aastal alustas Jõgeva mõisas tööd sordikasvandus, siis juba 11. jaanuaril 1922 asutati selle juurde direktori Mihkel Pilli käskkirjaga meteoroloogiajaam. Ilmaandmed algavad arhiivis 15. jaanuarist 1922. a. Jaam töötas II järgu meteoroloogiajaama programmi järgi. Vaatlusi tehti kolm korda ööpäevas – kell 7, 13 ja 21. Neljas vaatlusaeg (öösel kell 1) lisandus alles 1950. a mais. Esialgu asus vaatlusväljak Jõgeva alevikus Pedja jõe 100 meetri laiusel saarel põlispuudega pargi läheduses, kuid kahe aasta pärast viidi vaatlused üle sobivamasse (avatumasse) paika jõest idasuunas, kus geograafilised koordinaadid olid 58°46' pl ja 26°24' ip ning kõrgus meretasemest 66 m (joonis 1). Päikesepaiste mõõtmiseks asus heliograaf laboratooriumi katusel. Esimestel aastatel registreeriti õhutemperatuurid (maksimaalne, minimaalne ja tähtajaline), õhuniiskus, pilvisus (pilvede hulk ja liik), sademete hulk, päikesepaiste kestus, atmosfääri nähtused (äike, rahe jm), tuule suund ja kiirus, lumikatte paksus ja ümbruse kaetus lumega. Hiljem (1929) lisandusid mullatemperatuurid erinevatel sügavustel ja temperatuurid maapinnal. Märkusi tehti Pedja jõel jäämineku ja põllutööde kohta. 1943. a hakati registreerima nähtavust ja maapinna seisundit.

### **2. Vaatlused Jõgeva agrometeoroloogiajaamas 1964–1987**

1964. aastal toodi agrometeoroloogiajaam Kuusikult üle Jõgevale. Põhjuseks oli Jõgeva keskne asend kogu Eesti suhtes ja sordiaretuse instituudi (tol ajal sordiaretusjaam) lähedus. Linna idaservale Pedja jõe vasakkaldale ehitati kontorihooned (joonis 2) ja samasse rajati ka uus meteoroloogiaväljak (58°44' pl, 26°24' ip, H = 70 m). Agrometeoroloogiajaama asutas Kuusikule, kolis selle Jõgevale üle ja oli jaama juhatajaks kuni 1974. aastani tuntud agrometeoroloogiliste tööde populariseerija Karl Põiklik. Ilmavaatlusi alustati uues vaatluskohas 1964. aasta septembris. Agrometeoroloogiajaamas toimusid ilmavaatlused jätkuvalt neli korda ööpäevas, kuigi teistes Eesti ilmajaamades oli selleks ajaks vaatluskordi kaheksa. Esialgu tehti ilmajaama töötajate poolt paralleelselt vaatlusi nii vanal kui uuel väljakul, hiljem jätkas vanal väljakul tööd sordiaretusjaama vaatluspunkt väiksema

vaatlusprogrammiga. Agrometeoroloogiajaama tööplaani lisandusid 1964. aasta sügisest põllukultuuride ja puude-põõsaste agrometeoroloogilised vaatlused, sh fenoloogia ja mulla niiskuse režiimi määramine (joonis 3). Viimase 47 aasta jooksul on vaadeldud Jõgeval ligi 20 erinevat põllukultuuri ning peaaegu sama palju puu- ja põõsaliiki. Jaam oli Moskva Hüdrometeoroloogia Keskuse korrespondendiks ja edastas igal hommikul sinna informatsiooni üle Tallinna, Eesti Hüdrometeoroloogia Valitsuse.



**Joon. 1.** Maria Nurmiste vaatlusi tegemas 1949. aastal (foto Jõgeva ilmahuvikeskuse fotokogu).

**Fig. 1.** Maria Nurmiste making measurements in 1949 (photo from the collection of Jõgeva Meteorological Centre).



**Joon. 2.** Jõgeva agrometeoroloogiajaama hooned koos jaama töötajate jaoks ehitatud elumajaga 1970ndatel aastatel (Jõgeva ilmahuvikeskuse fotokogu).

**Fig. 2.** Buildings of the Jõgeva Agrometeorological Station with the living house of the employees of the station built in 1970s (photo from the collection of Jõgeva Meteorological Centre).



**Joon. 3.** Mullaniiskusproovide võtmine põllul. Vasakul agrometeoroloogiajaama asutaja Karl Põiklik. (Jõgeva ilmahuvikeskuse fotokogu).

**Fig. 3.** Taking samples for measuring soil moisture at a field. The founder of the agrometeorological station Karl Põiklik is on left side (photo from the collection of Jõgeva Meteorological Centre).

Põllumajanduslikule meteoroloogiale spetsialiseeritud Hüdro meteoroloogia Valitsuse ainsa jaamana Eestis tegeldi ilmavaatluste kõrval paljude uute tööloikudega. 1965. aastal avati agrometeoroloogiajaama organiseerimisel esimesed majandite ilmavaatluspunktid Jõgeva maakonnas, uuriti öökülmaohtlikkust Peipsi järve ja Pärnu lahe ääres ning Saaremaa rannikualadel. 1968. aastal alustati ulatuslike terveid maakondi haaravate mikrokliima uuringutega Võru- ja Pärnumaal, hiljem

laienesid uuringud Lääne-Viru- ja Viljandimaale. Põllumajandusmaade mikrokliima ja maakondade kohakliima raames oli olulisemateks uurimise teemadeks erineva reljeefi ja mullastikuga põllumaade soojenemine, tahtenemine, niiskurežiim ja –ressurss, maalähedase õhukihi öökülmaohtlikkus, soojusega varustus, millele lisandus põllukultuuride saagikuse uurimine. Kahe maakonna majanditele joonistati öökülmaohtlikkuse kaardid.

Lisaks mikrokliima uurimisalustele maakondadele laiendati majandite ilmavaatlusvõrku Tartu ja Põlva maakonnas, sest neis töötasid jaamale alluvad Tartu-Eerika ja Põlva agrometeoroloogiapostid. Jõgeva agrometeoroloogiajaama poolt koordineeriti majandite vaatluspunktide tööd ja põllumajanduslike ettevõtete agrometeoroloogilist teenindamist esialgu seitsmes maakonnas, hiljem ka Järvamaal. Koguti igapäevased meteoandmed ja kontrolliti, teostati andmete agrokliimaatiline töötlus, tehti üldistusi, koostati põllumajandusaasta agrometeoroloogilised iseloomustused ja kliimateatmikud maakondadele. 1970–1980. aastatel töötas Jõgeva juhendamisel Eestis 160–180 majandi vaatluspunkti. 1970. aastal alustati põllukultuuride seisukorra, kasvutingimuste, kahjustuste ja bioloogilise saagikuse, –produktiivsuse spetsiaalseid agrometeoroloogilisi marsruutülevaatuseid läbi kasvuperioodi kindlatel erineva reljeefi, mullastiku ja kuivendatusega tootmispõldudel, mis kestsid 1990ndate aastate lõpuni. Osadel neist põldudest tehti põhjalikke mikrokliimaelementide ja mullaniiskuse määramisi.



**Joon. 4.** Mikrokliima vaatlusalade väljavalimisel 1968. aastal. Vasakult Jõgeva AMJ insener H.-M. Raudsepp ja juhataja K. Põiklik ning A.I. Vojeikovi nim Geofüüsika Peaobservatooriumi professor I.A. Goltzberg ja Eesti Agrometeoroloogia Laboratooriumi juhataja L. Int (Jõgeva ilmahuvikeskuse fotokogu).

**Fig. 4.** Selection of micro-climatic observation sites in 1968. From left engineer of the station H.-M. Raudsepp, head of the station K. Põiklik, professor of the A.I. Vojeikov Main Geophysical Observatory I.A. Goltzberg and head of the Estonian Agrometeorological Laboratory L. Int (photo from the collection of Jõgeva Meteorological Centre).



Mikrokliima uurimise kõrval tegeldi taliviljade talvitumistingimusega, vaatlusmõõtmismetoodika väljatöötamisega hübriidkaalika 'Kuusiku' jaoks, odra erineva külviaja, tiheduse ning kartulimugulate kasvudünaamika uurimisega, paljude üleliiduliste teemade täitmisega. 1976. aastal lisandusid kogu Hüdrometeoroloogia Valitsuse agrometeoroloogiavõrgu tarbeks agrohüdroloogilised tööd, mille tarbeks sisustati Jõgevale vastav laboratoorium. Seoses töömahu suurenemisega kasvas jaama töötajaskond 1964. aasta 10 inimeselt 1970ndate aastate lõpuks 21–22 inimeseni. Jõgeva agrometeoroloogiajaam oli muutunud Eestis üheks oluliseks põllumajandusliku meteoroloogia uurimise ja vaatluste keskuseks Sakus asunud Eesti Agrometeoroloogia Laboratooriumi ja Hüdrometeoroloogia Valitsuse agrometeoroloogiaosakonna kui teaduslik-metoodiliste juhendajate kõrval. Tehti koostööd nii Eesti kui ka üleliiduliste ja teiste liiduvabariikide teadusinstituutide (joonis 4), kõrgkoolide teadlastega, katsetati uusi meetodikaid, esineti ja tutvustati oma töid Eesti ja üleliidulistel konverentsidel, avaldati teaduslikke artikleid. Jaama tööga käidi tutvumas mitmelt poolt Nõukogude Liidust ja kaugemaltki (joonis 5).



**Joon. 5.** 1993. aastal tutvus Jõgeva agrometeoroloogiajaamas tehtavate vaatlustega Jaapani Meteoroloogia Agentuuri agrometeoroloogia peaspetsialist Zenbei Uchichima (keskel). Pildil vasakul EMHI teadlane Heino Tooming, paremal Jõgeva AMJ juhataja Toomas Puss (Jõgeva ilmahuvikeskuse fotokogu).

**Fig. 5.** Main specialist on agrometeorology of the Japanese Meteorological Agency Zenbei Uchichima (in the middle), professor Heino Tooming from EMHI (left) and the head of the Jõgeva station Toomas Puss (right) (photo from the collection of Jõgeva Meteorological Centre).

### **3. Jõgeva agrometeoroloogiajaam informatsioonijaamana 1988–2003**

Seoses põllumajanduse edukusega ja jaama tähtsuse tõusuga tekkis vajadus meteoroloogiliste vaatluste programmi suurendamiseks. Sellele aitas kaasa ka Üleliidulise Põllumajandusmeteoroloogia Teadusliku Uurimise Instituudi teadlaste külas-kaik ja tutvumine Jõgeva agrometeoroloogiajaama tööga ning vastava ettepaneku tegemine. Kuna vaatlusi tehti neli korda ööpäevas, siis ei avaldatud Jõgeva andmeid Hüdrometeoroloogia Valitsuse poolt regulaarselt välja antud igakuistes, -aastastes väljaannetes, küll aga toodi ära agrometeoroloogilistes dekaadi, kuu ja aasta bulletäänides, kliimateatmikes. Jaama töötajate üheks tööloiguks oli vastavate parandite abil neljast vaatlusajast leitud ööpäevaste meteoroloogiliste näitajate töötlemine, viimine võrreldavaks kaheksa vaatlusajaga ööpäevaste parameetritega. Hoiti korras andmete aegread nii kliima kui ka agrokliimaatiliste näitajate kohta.

1987. a oktoobrist alates hakati Jõgeval tegema vaatlusi kaheksa korda ööpäevas ja 1988. a algusest alates edastama sünoptilist informatsiooni. Siit alates hakkasid Jõgeva andmed kõlama Eesti raadio ilmateadetes, ilmuma regulaarsetes meteoroloogilistes väljaannetes.

Jaama meteoroloogiliste vaatluste programm oli informatsioonijaamana järgmine:

1. Ilmaseisundi, atmosfäärinähtuste, ohtlike nähtuste jälgimine ja ülesmärkimine.
2. Tähtajaline ilmavaatlus (8 korda ööpäevas):
  - Õhutemperatuur (tähtajaline, miinimum, maksimum).
  - Pinnase temperatuur (maapinnal, 5, 10, 15 ja 20 cm sügavusel).
  - Maapinna seisund.
  - Pilvede hulk ja liik, pilvede kõrgus.
  - Nähtavus.
  - Sademed (4 korda ööpäevas).
  - Tuule suund ja kiirus.
  - Õhurõhk.
  - Õhuniiskus.
  - Lumikatte paksus püsilattide järgi ja ümbruse kaetus lumega igal hommikul.
3. Meteelementide registreerimine isekirjutajate järgi:
  - Barograaf (õhurõhk).
  - Termograaf (temperatuur).
  - Hüdrograaf (õhuniiskus).
  - Heliograaf (päikesepaiste kestus).
  - Pluviograaf (sademed).
4. Lumemõõdistamine avamarsruudil iga dekaadi lõpus.
5. Öökülmad 2 cm kõrgusel mulla pinnast.

Jaam osales kiirgusseires, jälgis ning registreeris keskkonnale ohtlikke ja muid anomaalseid nähtusi. 1996. aastal sai jaam esimese arvuti ning koos sellega alustati

mikrokliima andmete digitaliseerimise kõrval korrastama ja digitaliseerima Jõgeva jaama andmeid.

Pärast Eesti taasiseseisvumist ja põllumajanduse reorganiseerimist vähenes nõudlus agrometeoroloogilise informatsiooni järele. Eesti Meteoroloogia ja Hüdroloogia Instituudi (EMHI) Jõgeva agrometeoroloogiajaama tähtsus ja jaama koosseis vähenes pidevalt. EMHI lõpetas agrometeoroloogilised vaatlused ja jaam jätkas ainult meteoroloogiliste vaatlustega, mistõttu muudeti ka 2002. a jaanuarist jaama nimi Jõgeva meteoroloogiajaamaks. 1964. aastast alanud agrometeoroloogilisi vaatlusi Jõgeval tehakse 2002.–2003. a alates väiksemas mahus Jõgeva Sordiaretuse Instituudis. Majandite vaatluspunktide töö jätkamiseks asutati Eesti Looduseuurijate Seltsi juurde ilmahuviliste sektsioon keskusega Jõgeval.

#### **4. Ilmavaatluste automatiseerimine Jõgeval alates 2003. aastast**

Automaatilmajaam paigaldati EMHI poolt Jõgevale 29. mail 2003. aastal. Esialgu jätkati automaatilmajaama kõrval paralleelselt manuaalseid vaatlusi kaheksa korda ööpäevas, mis lõppesid sama aasta 1. novembriks. Päikesepaiste kestuse registreerimine heliograafiga jätkus 2005. a veebruarini ja sademete mõõtmine Tretjakovi sademete mõõturiga praeguseni. Samuti tehakse manuaalselt lumikatte vaatlusi. Päikesepaiste kestuse vaatlusreas tekkis ligi kolmeaastane katkestus, enne kui 2007. a sügisel paigaldati automaatne päikesepaiste kestuse registreerija. Automaatne sademete mõõtja pandi Jõgeval tööle 2010. a sügisel. 2011. aastaks oli Jõgeval meteoroloogiajaama jäänud tööle ainult üks inimene. Vana vaatlusväljaku asukohas Jõgeva alevikus on töötanud 2002. a alates vaheaegadega Jõgeva Sordiaretuse Instituudile kuuluv põllumajanduslik automaatilmajaam METOS.

#### **5. Andmete töötlusest, aegridadest, avaldamisest**

Seoses Jõgeva Sordiaretuse Instituudi lähedusega ja teadustööga ning intensiivse põllumajandusliku piirkonnaga oli vajadus kohalike ilma ja kliima andmete järele pidev (joonis 6). Seetõttu korrastati siinses agrometeoroloogiajaamas 1922. aastast algavaid andmete ridu ja täiendati jooksva aasta andmetega. 3–4 tähtajaga perioodi ööpäeva keskmine õhutemperatuur muudeti vastavate parandite abil isekirjutajate igatunniste keskmiste temperatuuridega võrreldes tõeliseks e 24 tunni keskmiseks õhutemperatuuriks ning sellega koos parandati dekaadide, kuu ja aasta keskmised, efektiivsed ja aktiivsed õhutemperatuurid. Arvutati ümber kuni 1956. aastani Nipheri sademetemõõtljaga saadud sademete andmed Tretjakovi sademetemõõtlja tasemele, kuni 1966. a ilma märgumise parandita Tretjakovi sademete mõõtljaga andmetele lisati parandid. Koostati kliimateatmikud Jõgeva 60, 75, 80 a andmete kohta, mis sisaldasid dekaadi, kuu ja aasta keskmisi ja äärmusõhutemperatuuride ning dekaadi, kuu, perioodide ja aasta sademete summade andmete kõrval rida agrometeoroloogilisi näitajaid: efektiivsete üle 5, 10 ja 15 °C, aktiivsete (üle 10°) õhutemperatuuride ja negatiivsete ööpäeva keskmiste õhutemperatuuride summad; ööpäeva keskmine õhutemperatuuri läbimineku kuupäevad 0, 5, 10 ja 15 °C

piiridest ja nimetatud piiridest kõrgema temperatuuriga perioodide pikkused, erineva intensiivsusega öökülmade lõpu ja alguse kuupäevad ning öökülmadeta perioodide pikkused. Jõgeva kliima iseloomustusi on ilmunud endise Eesti Põllumajanduse Akadeemia ja Jõgeva Sordiarretuse Instituudi teaduslike tööde kogumikes (Põiklik, 1967; 1974; Kärner, Raudsepp, 1977; Raudsepp, Keppart, 2000; Keppart, 2005; 2010). Käesolevas artiklis jäetakse Jõgeva kliima keskmised näitajad käsitlemata ja pööratakse tähelepanu viimase 90 aasta äärmuslikele näitajatele.

## **6. Ilma ekstreemumitest Jõgeval**

Jõgeva on tähelepanu pälvinud külmapealinnana. Siin on registreeritud Eesti absoluutne külmarekord  $-43,5^{\circ}\text{C}$  17. jaanuaril 1940. aastal. Jõgevale kuulub aasta madalaima keskmise õhutemperatuuri rekord Eestis 1942. aastast 1,6 kraadiga (tabel 1) ja siin on mõõdetud Eesti jaanuari-, juuni-, juuli-, septembri-, oktoobri-, novembrikuu kõige madalamad õhutemperatuurid (tabel 2).

Jõgeval on viimase 90 aasta jooksul langenud õhutemperatuur alla  $-40^{\circ}\text{C}$  kahel talvel – 1939/40. ja 1978/79. aastal ja alla  $-35^{\circ}\text{C}$  11 talvel, viimati 2002/03. a talvel. Enam kui 30-kraadist pakast on Jõgeva ilmajaamas 1922. aastast alates esinenud 41 talvel, mis moodustab 46% talvedest. Väga külmal 1939/40. a talvel oli nii tugevat pakast 16, 1941/42. a talvel 14 ja 1962/63. a talvel 11, 1955/56. a talvel 10, 1978/79. a talvel 8, 1986/87. a talvel 8 ja 1984/85. a talvel 7 ööl. Viimase aastakümne külmematel talvedel esines  $-30$ -kraadist madalamat või võrdset külma 2002/03. a talvel 4, 2009/10. a talvel 3 ja 2010/11. a talvel 5 ööl.

Eesti ilmajaamadest on registreeritud talve külmarekord Jõgeval viimase 90 aasta jooksul 35 korral (tabel 3), neist 9 juhul on rekordiline külm mõõdetud mõne teise jaamaga koos. Talvede külmarekordi mõõtmisel on Jõgevaga konkureerinud (olenevalt pakast põhjustava kõrgrõhkkonna asendist) teised kontinentaalsema kliimaga Eesti idaosas asuvad Narva, Narva-Jõesuu, Jõhvi, Kohtla, Vasknarva, Tiirikoja, Värskä, Rāpina, Järvelja, Võru, Valga jt ilmajaamad ja mujalt Eestist Kuusiku, Jāneda, Vigala ja Sipa ilmajaamad. Mitmed neist on praeguseks suletud. Viimastel aastatel on sagedamini raadiost hommikusi minimaalseid temperatuure kuulates kõrva hakanud väga madalad temperatuurid Jõgeva kõrval Kuusikul. Kuigi teistest ilmajaamadest madalamaid temperatuure mõõdetakse Kuusikul sageli, on talve külmarekord sinna sattunud viimasel 90 aasta jooksul ainult 10 korral.





**Joon. 6.** Jõgeva Põllumajandusvalitsuses ja hiljem Jõgeva ATKs oli stend, kus oli pidevalt värsket informatsiooni jooksva aasta ilmanäitajate kohta. Ilmaandmeid täiendab stendil kauaaegne Jõgeva agrometeoroloogiajaama töötaja Galina Mesteläinen. (Jõgeva ilmahuvikeskuse fotokogust).

**Fig. 6.** Information stand in Jõgeva Agricultural Administration where are presented meteorological information of the current year. The employee of the Jõgeva Agrometeorological Station Galina Mesteläinen is adding information on the stand (photo from the collection of Jõgeva Meteorological Centre).

Miks Jõgeval nii madalaid temperatuure mõõdetakse? Lisaks asukohale kontinentaalsema kliimaga Ida-Eestis on oluliseks põhjuseks pakase välja kujunemisel reljeef. Jõgeva ilmajaam asub Pedja jõe lamedas orus, kuhu valgub ümbritsevatelt kõrgematelt lainjatelt tasastelt aladelt raskem külm õhk kokku. Vaatlusväljak on avatud põhja- ja idakaarde, lõunas ja läänes takistavad vaba õhu liikumist 60–100 m kaugusel kasvavad puud.

Talve negatiivsete õhutemperatuuride summa on Jõgeval kõikunud  $-165^{\circ}\text{C}$  (2007/08) kuni  $1891^{\circ}\text{C}$  (1941/42). Viimaste (2009/10. ja 2010/11.) keskmisest külmemate talvede negatiivsete temperatuuride summad on jäänud  $-1000$  kraadist vähemaks. Samas olid nimetatud talved väga lumerohked. Jõgeval kogu talve lume paksuse rekordit ei ületatud, küll aga pole varem detsembris poolemeetri paksust lund esinenud, nagu oli 2010. aastal. Esimene lumikate on Jõgeval kõige varem tekkinud 26. septembril 1973. aastal ja ainult päeva võrra hiljem 1986. aastal. Kõige hilisem lumikate moodustus Jõgeval sirelite õitseage 30. mail 1975. aastal.

**Tabel 1.** Ilma ekstreemumid Jõgeval 1922–2011. a andmetel  
**Table 1.** Weather extremes in Jõgeva for the period 1922–2011.

Õhutemperatuuri režiim			
Kõige soojem aasta	t°keskmine	6,8 °C	1989
Kõige külmem aasta (rekord Eestis)	t°keskmine	1,6 °C	1942
Kõige soojem vegetatsiooniperiood	ef (üle 5 °C) temp summa	1831 °C	2011
Kõige jahedam vegetatsiooniperiood	ef (üle 5 °C) temp summa	1134 °C	1928
Kõige soojem suvi	akt (üle 10 °C) temp summa	2439 °C	2011
Kõige külmem suvi	akt (üle 10 °C) temp summa	1572 °C	1962
Kõige soojem talv	neg temp summa	–165 °C	2007/08
Kõige külmem talv	neg temp summa	–1891 °C	1941/42
Kõige soojem suvekuu	t°keskmine	22,1 °C	07.2010
Kõige külmem talvekuu	t°keskmine	–17,9 °C	01.1942
Kõige soojem ööpäev	t°keskmine	26,7 °C	08.08.2010
Kõige külmem ööpäev	t°keskmine	–36,5 °C	16.01.1940
Kõige soojem keskpäev	abs maks t°	34,6 °C	11.08.1992
Kõige külmem öö (rekord Eestis)	abs min t°	–43,5 °C	17.01.1940
Kõige hilisem öökülm õhus	t°min	–0,2 °C	19.06.1978
Kõige varasem öökülm õhus	t°min	–0,6 °C	02.09.1972
Kõige pikem külmavaba periood	päevi	169	1924
Kõige lühem külmavaba periood	päevi	84	1941
Kõige pikem aktiivse vegetatsiooni periood	päevi	164	1934
Kõige lühem aktiivse vegetatsiooni periood	päevi	100	1974
Sademete režiim			
Kõige sajusem aasta	mm	921	1923
Kõige kuivem aasta	mm	387	1946
Kõige sajusem veg periood, IV–X	mm	757	1935
Kõige kuivem veg per, IV–X	mm	240	2002, 1947
Kõige sajusem suvi, V–VIII	mm	548	1928
Kõige kuivem suvi, V–VIII	mm	108	1947
Kõige sajusem suvekuu	mm	197	08.1948, 08.1962
Kõige kuivem suvekuu	mm	0,5	08.2002
Kõige sajusem ööpäev	mm	99,7	02.08.1994
Kõige varasem lumikate			26.09.1973
Kõige hilisem lumikate			30.05.1975
Kõige paksem lumi	cm	78	23.02.1953
Kõige tugevam tuul	m/s	30	16.07.2001

**Table 2.** Eestis mõõdetud viis madalaimat õhutemperatuuri (°C) ehk (öö)külmarekordit.  
**Table 2.** The five lowest air temperatures measured in Estonia.

Koht	I	II	III	IV	V
Jaanuar	–43,5 Jõgeva 17.01.1940	–43,4 Võru 3.01.1941	–43,0 Värskas 2.01.1941	–41,0 Võru 17.01.1940	–40 Jõgeva 16.01.1940 Jäneda, Värskas 17.01.1940
Veebruar	–39,5 Värskas 1.02.1956	–39,0 Jõgeva 1.02.1956	–38,2 Valga 1.02.1956	–38,1 Tiirikoja 15.02.1979	–38,0 Jõgeva 15.02.1979 Värskas 20.02.1940
Märts	–35,1 Kuusiku 14.03.1942	–34,0 Jõgeva 14.03.1942	–33,7 Jõgeva 20.03.1942	–33,5 Jõgeva 16.03.1942 18.03.1942	–33 Narva-Jõesuu 18.03.1942 Jäneda ....03.1942
Aprill	–25,1 Narva-Jõesuu ....04.1956	–24,4 Kuusiku 4.04.1942	–23,7 Jõgeva 6.04.1956	–23,6 Jõgeva 4.04.1942	–23,0 Jõgeva 4.04.1941 Vasknarva, Jäneda Tiirikoja,...04.1942
Mai	–9,4 Võru 2.05.1935	–8,5 Jõgeva 8.05.1953	–8,0 Järvselja 2.05.1935 Jõhvi 8.05.1953	–7,3 Värskas 8.05.1953	–7,2 Tartu 4.05.1965
Juuni	–3,0 Jõgeva 10.06.1941 Jäneda ....06.1941	–2,8 Tiirikoja 1.06.1965	–2,7 Kuusiku 10.06.1941	–2,6 Türi 4.06.1962 Tiirikoja 13.06.1984	–2,5 Jõhvi 13.06.2003
Juuli	0,5 Jõgeva 6.07.1992 Kuusiku 7.07.1951	0,8 Kuusiku 24.07.1968	0,9 Jõgeva 7.07.1951	1,0 Tiirikoja 7.07.1951	1,2 Türi 3.07.1952
August	–2,5 Kuusiku 29.08.1966	–1,7 Türi 29.08.1966	–1,5 Nigula 29.08.1966	–0,6 Jõhvi 28.08.1980	–0,5 Tiirikoja, Narva 28.08.1980
September	–8,4 Jõgeva 28.09.1956	–7,0 Kuusiku 28.09.1956	–6,6 Tartu 30.09.1976	–6,5 Tooma 28.09.56 Valga 28.09.1972	–6,1 Türi 28.09.1972
Oktoober	–18,5 Jõgeva 26.10.1926	–18 Jäneda 26.10.1926	17 Kuusiku 31.10.1992	16,4 Jõgeva 29.10.1922	16 Kuusiku 26.10.1926
November	–26,0 Jõgeva 16.11.1951	–25,9 Jõhvi 29.11.2010	–25,0 Jõgeva 29.11.2010	–24,4 Tiirikoja 19.11.1933 16.11.1951	–24,3 Kuusiku 29.11.2010
Detsember	–42,6 Narva 30.12.1978	–41,0 Jõhvi 30.12.1978	–40,6 Kuusiku 31.12.1978	–40,5 Valga, Võru 31.12.1978	–40,2 Jõgeva 31.12.1978
Aasta	–43,5 Jõgeva 17.01.1940	–43,4 Võru 3.01.1941	–43,0 Värskas 2.01.1941	–42,6 Narva 30.12.1978	–41,0 Võru 17.01.1940 Jõhvi 30.12.1978

**Tabel 3.** Jõgeva meteoroloogiajaama kohtade arv talvede absoluutselt minimaalsete õhutemperatuuride edetabelis viimase 90 aasta jooksul.

Koht	Talvede arv	% talvedest
I	35	39
II	22	24
III	8	9
IV	10	11
V	8	9
VI	4	4
VII	3	3

Kõige kõrgemaks õhutemperatuuriks on Jõgeval mõõdetud 34,6 °C 11. augustil 1992. aastal. Antud rekord jääb kraadi võrra alla kogu Eesti kuumarekordile (35,6 °C), mis on registreeritud Võrus samal päeval. Jõgeval mõõdetust kõrgemaid õhutemperatuure on registreeritud veel mõnes Ida-Eestis asuvas ilmajaamas.

Õhutemperatuuri maksimum on tõusnud 1922. aastast alates Jõgeval üle 30 kraadi 33 suvel, seega ligikaudu ühel kolmandikul suvedest. Kõige enam esines sellise kuumusega päevi 2010. aasta suvel – 15 korda (10. juulil ja 5. augustis). Sama aasta juuli osutus ka Jõgeva vaatlustes kõige soojemaks suvekuuks 22,1-kraadise keskmise õhutemperatuuriga ja 8. august viimase 90 aasta kõige soojemaks ööpäevaks.

Lõppenud 2011. aasta suvi kuumapäevade arvuga eriliselt silma ei hakanud (Jõgeval 4 päeva), kuid taimekasvuperiood oli ühtlaselt soe ja andis uued efektiivsete (üle 5 °C) ja aktiivsete (üle 10 °C) summade rekordid vaatlusridadesse (tabel 1). Sellest tulenevalt registreeriti 2011. aastal ka uued varasemad tähtajad põllukultuuride fenoloogilistesse vaatlusridadesse – talirukkid, -nisud, odrad, kae-  
rad ja suvinisud said täisküpseks rekordiliselt vara.

Väga soojad suved esinesid ka vaatlusaastate esimesel poolel 1930ndatel aastatel. 1937. aastast pärines senine aktiivse soojuse rekord (2334 °C). Senini püsib rekordite tabelis kõige pikem 164 päeva kestnud aktiivse vegetatsiooni (ööpäeva keskmine õhutemperatuur püsivalt üle 10 °C) periood 1934. aastast.

Kõige jahedam taimekasvuperiood esines 1928. aastal, kui vegetatsiooni-perioodil kogunes efektiivset soojust ainult 1134 °C. Antud suvi oli ka erakordselt sajune ja inimeste mälestuste järgi teraviljad ei valminud. Oli ikalduse aasta.

Nagu juba eespool mainitud, on Jõgeval mõõdetud mitmete kuude külma-rekordid Eestis. Kõige hilisem öökülm õhus on esinenud Jõgeval 19. juunil 1978. aastal ja kõige varasem 2. septembril 1972. aastal. Kõige lühem öökülmavaba periood õhus on väldanud Jõgeval ainult 84 päeva ja maapinna lähedal on esinenud siin öökülma kõigil suvekuudel.

Sademetekordite suhtes Jõgeva kogu Eesti ulatuses eriliselt silma ei paista. Kui suurimad aasta sajurekordid Eestis ületavad 1000 mm, siis Jõgeva kõige suuremaks aastaseks sajuhulgaks on 921 mm 1923. aastal. Kõige suuremaks kuu sajusummaks on mõõdetud 197 mm (1948. ja 1962. aastal augustis). Erakordselt suuri



ööpäevaseid sajuhulki on Jõgeval registreeritud kahel korral – 99,7 mm 2. augustil 1994 ja 92,3 mm 11. augustil 1991. Rohkete sadudega kaasneb sageli äikesetorm ja tugev tuul. Jõgeval on registreeritud suurimaks tuule kiiruseks 30 m/s (16. juulil 2001. a), mis murdis puid tänavatele ja seiskas liikluse Piibe maanteel, lõhkus hoonete katuseid jm konstruktsioone, põhjustas elektrikatkestuse linnas. Torm lükkas maha kaks suurt kuuske Jõgeva agrometeoroloogiajaama kontori kõrvalt. Õnneks ei langenud need maja peale vaid rohumaale.

Kõige kuivemaks aastaks on Jõgeva vaatlusreas 1946. aasta, kui sadas ainult 387 mm. Siinjuures võiks võrdluseks tuua, et viimase aastakümne erakordselt põuasel 2002. a tuli vihma 470 ja 2006. a 482 mm. Päris sajuta ei ole Jõgeval ükski kuu jäänud. Seniseks rekordiks vaatlusreas on 0,5 mm 2002. a augustis.

Äärmuslikud ilmanäitajad on ohtlikud elusloodusele, põllumajandusele, inimestele, jm ning võivad tekitada olulist kahju. Ilmariskidega tuleb arvestada aianduses, põllumajanduses, metsanduses, ehitustel, majanduse planeerimisel. Juba 90 aastat kestnud vaatlused on aidanud neid riske tundma õppida. Vaatluste jätkudes täpsustuvad ekstreemsed ilmanäitajad veelgi. Jõgeva külmade kohta on ilmunud trükis (Külmalinn Jõgeva, 2010) ja mitmeid Jõgeva äärmusnäitajaid on ära toodu Eesti ilma riskide raamatus (Eesti ilma riskid, 2008).

## Kirjandus

- Eesti ilma riskid, 2008. Koostaja T. Tammets. Eesti Meteoroloogia ja Hüdroloogia Instituut. Tallinn.
- Keppart, L., 2005. 40 aastat agrometeoroloogilisi vaatlusi Jõgeval. Teaduslikud tööd IX. Sordiaaretus ja seemnekasvatus. Toimetaja K. Annamaa. Jõgeva, 251–256.
- Keppart, L., 2010. Viimase 10 aasta (2000–2009. a) agrometeoroloogiliste näitajate võrdlus Jõgeva pikaajaliste keskmiste ja äärmusnäitajatega. Teaduslikud tööd X. Sordiaaretus ja seemnekasvatus. Toimetaja M. Haljak. Jõgeva, 150–155.
- Kärner, R., Raudsepp, H-M., 1977. Ülevaade 1966...1974. a ilmastikust Jõgeval. Teaduslike tööde kogumik XXXVIII. Sordiaaretus ja seemnekasvatus. Tallinn, 206–226.
- Külmalinn Jõgeva, 2010. Toimetaja R. Mägi. Jõgeva.
- Põiklik, K., 1967. Ülevaade ilmastikust Jõgeval 1955.–1965. aastani. Teaduslike tööde kogumik XI. Sordiaaretus ja seemnekasvatus. Tallinn, 181–197.
- Põiklik, K., 1974. Kartulikasvatus ja agrokliima. Kartulikasvatuse päevaprobleeme. Valgus, Tallinn, 7–57.
- Raudsepp, H., Keppart, L., 2000. Kliima ja agrokliima muutuse tendentsid, keskmised ja äärmusnäitajad Jõgeval viimasel 80 aastal. Teaduslikud tööd VIII. Sordiaaretus ja seemnekasvatus. Toimetaja A. Bender. Jõgeva, 254–279.

## **90 years of meteorological observations in Jõgeva**

Helle-Mare Raudsepp  
Estonian Naturalists' Society  
Laine Keppart  
Jõgeva Plant Breeding Institute

### **Summary**

Ordinary meteorological observations at the Jõgeva station started on 15 Janury 1922. The station was located north from Jõgeva town near the Jõgeva Manor House where the plant breeding station was founded two years earlier. In September the station was moved to the eastern edge of Jõgeva where agrometeorological station was established. It became a centre of agrometeorological observations in Estonia. Since 2003 an automatic weather station is installed in the previous observation site.



ISSN 1406-3069  
ISBN 978-9949-19-935-8